

AMAND BLANES LLORENS

LA MORTALIDAD EN LA ESPAÑA DEL SIGLO XX  
ANÁLISIS DEMOGRÁFICO Y TERRITORIAL

Tesis doctoral dirigida

Dra. ANNA CABRÉ PLA

DEPARTAMENT DE GEOGRAFIA  
FACULTAT DE FILOSOFIA I LLETRES  
UNIVERSITAT AUTÒNOMA DE BARCELONA  
2007

Gráficos de la portada:

- Indicadores de concentración de la tabla de mortalidad femenina de 2001 (pág. 135)
- Síntesis de la evolución del patrón de mortalidad de los niños de 1 a 4 años en función de los tres grandes grupos de causas de muerte de la Carga Global de Enfermedad (pág. 164)
- Esquema edad-causa de las ganancias de años de vida de las mujeres españolas entre 1971/72 y 2001/02 (pág. 211)
- Tasas estandarizadas de mortalidad masculina por causas del aparato circulatorio en el trienio 2000-02 (pág. 294)

## Agradecimientos,

Esta tesis es el resultado de una serie de circunstancias, difícilmente previsibles cuando inicié mis estudios universitarios. Sin la menor duda, el papel de la doctora Anna Cabré fue y sigue siendo clave. Académicamente, además de por su actividad universitaria, impulsando un curso de post-grado sobre "Mètodes i Tècniques per a l'Anàlisi de la Població", del que tuve el placer de ser alumno en su primera edición. Profesionalmente, por su dedicación al estudio y divulgación de los temas relacionados con la población, cuyo máximo exponente es el Centre d'Estudis Demogràfics, institución íntimamente ligada a su persona. Personalmente, por la confianza que ha depositado en mi persona, cuya máxima expresión fue aceptar la dirección de esta tesis. Pero, sobre todo, por sus comentarios y apreciaciones, por sus ideas y por su originalidad, que son siempre fuente de inspiración. También deseo agradecerle las facilidades que me ha brindado, y su paciencia, no exenta de una más que comprensible insistencia.

Este agradecimiento es extensible al resto de compañeros y compañeras del Centre d'Estudis Demogràfics por su apoyo, tanto profesional, con sus comentarios y apreciaciones, como personal, con su amistad y compañerismo. A Jeroen Spijker por su aportación en los aspectos relacionados con los diferenciales de mortalidad, a Marc Ajenjo y Joan García por su ayuda estadística; a Tere Menacho, Juan Antonio Módenes, Julio Pérez y Rocio Treviño por la lectura y comentarios de diversos capítulos; a Daniel Devolder por sus sugerencias, a Andreu Domingo y Herminia Pujol por sus ánimos. A todos y todas, así como al resto de miembros del CED, mi más sincero reconocimiento.

A los miembros del Departament de Geografia de la Universitat Autònoma de Barcelona en el que cursé el programa de tercer ciclo en Geografía Humana y, especialmente, a su coordinador durante mis cursos de doctorado, el doctor David Saurí.

Dicen que las tesis son personales, pero mi experiencia me lleva a afirmar que son familiares, especialmente si el ciclo académico y el familiar se entrelazan y dilatan en el tiempo. Al principio éramos dos, al final somos cuatro. Mi más sincera gratitud a Susana, a Àlex y a Marc por su comprensión durante estos años. Espero recuperar parte del tiempo que no les he podido dedicar.





## Guión:

0. INTRODUCCIÓN.....	1
Parte I: ASPECTOS INSTRUMENTALES	
Del marco teórico a las fuentes y la metodología .....	7
1. MARCO TEÓRICO	
Teorías, cuestiones de futuro y desigualdades en la mortalidad.....	9
2. FUENTES DEMOGRÁFICAS	
Revisión y reconstrucción de las fuentes del siglo XX.....	43
3. METODOLOGÍA	
De los índices comparativos a la descomposición de la vida media .....	91
Parte II: LA MORTALIDAD EN ESPAÑA EN EL SIGLO XX	
De la transición epidemiológica a las desigualdades espaciales .....	115
4. LA MORTALIDAD EN LA ESPAÑA DEL SIGLO XX: UNA VISIÓN HISTÓRICA Y COMPARATIVA	
Expectativas de vida y longevidad de los españoles .....	117
5. LA TRANSICIÓN EPIDEMIOLÓGICA EN ESPAÑA	
Perfiles edad-cause de la mortalidad e impacto sobre la esperanza de vida .....	147
6. LA GEOGRAFÍA DE LA MORTALIDAD	
Desigualdades de vida media y espacios de riesgo .....	233
Parte III: MORTALIDAD Y DINÁMICA DEMOGRÁFICA	
De la transición demográfica a los escenarios de futuro .....	305
7. LA MORTALIDAD EN LA DINÁMICA DEMOGRÁFICA DEL SIGLO XX	
Crecimiento y envejecimiento de la población española .....	307
8. SUPERVIVENCIA Y EFECTIVOS DE ANCIANOS	
De las hipótesis de mortalidad a los resultados de las proyecciones.....	323
9. SÍNTESIS Y CONCLUSIONES.....	363
ADENDA.....	387
BIBLIOGRAFÍA Y FUENTES .....	389
ANEXOS .....	415



## Guión detallado:

0 INTRODUCCIÓN .....	1
0.1 Enfoque y objetivos.....	2
0.2 Estructura de la investigación .....	4
1 MARCO TEÓRICO.....	9
1.1 Las teorías: de los niveles y patrones a los determinantes.....	9
1.1.1 <i>La Teoría de la Transición Demográfica</i> .....	10
1.1.2 <i>La teoría de la transición epidemiológica</i> .....	17
1.1.3 <i>La teoría de la transición sanitaria</i> .....	25
1.2 Las cuestiones de futuro: cantidad y calidad de años de vida .....	29
1.3 Análisis de los diferenciales de mortalidad .....	35
1.3.1 <i>Potencialidades y limitaciones</i> .....	35
1.3.2 <i>Las desigualdades de mortalidad por género</i> .....	38
2 FUENTES DEMOGRÁFICAS .....	43
2.1 Objetivo y enfoque general .....	44
2.2 Estadísticas del Movimiento Natural de la Población .....	46
2.2.1 <i>Calidad y exhaustividad</i> .....	48
2.2.2 <i>La variable edad</i> .....	52
2.2.3 <i>La estimación de las defunciones por generación</i> .....	56
2.2.4 <i>El cambio en la definición de nacido vivo</i> .....	57
2.2.5 <i>El lugar de inscripción de los fenómenos</i> .....	59
2.2.6 <i>La serie histórica de nacimientos</i> .....	60
2.3 Las estadísticas de población.....	63
2.3.1 <i>Padrones Municipales de Habitantes y estimaciones intercensales del INE</i> .....	67
2.3.2 <i>Análisis y corrección de los censos</i> .....	71
2.3.3 <i>Las poblaciones intercensales</i> .....	87
2.3.4 <i>Resultados de la reconstrucción de la población</i> .....	88
3 METODOLOGÍA.....	91
3.1 Dimensiones, ópticas y medidas de la mortalidad.....	92
3.2 La tabla de mortalidad.....	97
3.2.1 <i>Protocolo de elaboración de las tablas de mortalidad de España</i> .....	98
3.2.2 <i>La parametrización de las probabilidades de morir</i> .....	103
3.2.3 <i>Las tablas de mortalidad provinciales</i> .....	106
3.2.4 <i>Comparación con las tablas de mortalidad del INE</i> .....	109
3.3 Análisis de la mortalidad por causas .....	111
4 LA MORTALIDAD EN LA ESPAÑA DEL SIGLO XX .....	117
4.1 La evolución de la esperanza de vida .....	117
4.2 España en el contexto europeo del siglo XX .....	121
4.2.1 <i>Mortalidad en las etapas del ciclo de vida en tres países occidentales</i> .....	124
4.2.2 <i>España en el contexto occidental a inicios del siglo XXI</i> .....	130
4.3 La duración de la vida: una visión complementaria.....	133
4.3.1 <i>Longevidad y rectangularización de la curva de supervivencia</i> .....	135
4.3.2 <i>Tendencias recientes de la mortalidad en edades muy avanzadas</i> .....	141

5 LA TRANSICIÓN EPIDEMIOLÓGICA EN ESPAÑA.....	147
5.1 La reconstrucción de las causas de muerte .....	148
5.1.1 Lista de causas para el análisis del periodo 1911-2004 .....	151
5.1.2 Lista para el análisis del patrón epidemiológico moderno. 1968-2003.....	157
5.2 La transformación del patrón de morbilidad .....	160
5.2.1 La infancia y la adolescencia: el gran triunfo .....	165
5.2.2 Las edades adultas-jóvenes: nuevos factores de riesgo .....	170
5.2.3 Las edades adultas-maduras: una fase de transición.....	184
5.2.4 Las edades avanzadas: la sorpresa reciente.....	198
5.3 Transición epidemiológica y esperanza de vida .....	207
5.3.1 La transformación del patrón de ganancias de años de vida.....	208
5.3.2 Hombres y mujeres: cuando los estilos de vida devienen determinantes.....	214
5.4 Una aproximación a la mortalidad de las generaciones españolas .....	219
6 LA GEOGRAFÍA DE LA MORTALIDAD 1961-2001 .....	233
6.1 La transformación de la geografía de la mortalidad .....	234
6.2 Evolución y desigualdades territoriales de vida media .....	238
6.2.1 Una descripción de las pautas históricas.....	238
6.2.2 Las expectativas de vida de la población, 1961-2001.....	240
6.2.3 Acerca de las desigualdades entre hombres y mujeres a escala provincial .....	252
6.3 Contexto socioeconómico y desigualdades de mortalidad en los sesenta .....	256
6.3.1 Los perfiles de mortalidad por edad y por causa .....	258
6.3.2 Metodología de análisis y variables explicativas.....	265
6.3.3 Resultados.....	277
6.4 Los espacios de mortalidad en los albores del siglo XXI.....	281
6.4.1 Los espacios de riesgo .....	282
6.4.2 La geografía de las causas de muerte a principios del siglo XX.....	287
6.4.3 Patrones de mortalidad y esperanza de vida .....	297
6.4.4 Algunos estudios ecológicos sobre desigualdades territoriales de mortalidad.....	301
7 LA MORTALIDAD EN LA DINÁMICA DEMOGRÁFICA DEL SIGLO XX .....	307
7.1 De la transición demográfica a la reproducción de las generaciones .....	307
7.1.1 Crecimiento y transición demográfica en el siglo XX .....	308
7.1.2 Supervivencia generacional y reproducción de la población.....	311
7.2 Mortalidad y estructura por edades de la población .....	315
7.2.1 La emergencia de la "cuarta edad" .....	315
7.2.2 Una aproximación al papel de la mortalidad en el envejecimiento reciente .....	318
8 SUPERVIVENCIA Y EFECTIVOS DE ANCIANOS .....	323
8.1 La mortalidad: del pesimismo al optimismo .....	325
8.2 Aspectos metodológicos .....	331
8.2.1 Sobre la población de partida y los flujos migratorios .....	331
8.2.2 Metodología de la proyección de mortalidad .....	335
8.2.3 Hipótesis y resultados de la proyección de mortalidad .....	338
8.3 Supervivencia y efectivos de ancianos .....	349
9 SÍNTESIS Y CONCLUSIONES.....	363
ADENDA .....	387
BIBLIOGRAFÍA Y FUENTES .....	389
Bibliografía referenciada .....	391
Fuentes, bases de datos e instituciones.....	409

ANEXOS .....	415
Anexo A. La mortalidad en España en el siglo XX .....	419
Anexo B. La geografía de la mortalidad 1961-2001 .....	450
Anexo C. Escenarios de futuro para España.....	481



## Índice de tablas:

Tabla 2.1: Comparación entre el MNP y la Encuesta de Validación del INE. España. ....	49
Tabla 2.2: Estimación del grado de subregistro del MNP en Cataluña. 1977-1984. ....	50
Tabla 2.3: Atracción de los dígitos. Índice de Myers. Defunciones de 10 y más años. ....	54
Tabla 2.4: Residuos generacionales entre el nacimiento y la edad 5 a 9 años. ....	62
Tabla 2.5: Residuo generacional intercensal entre los 0-4 años y los 10-14 años. España. ....	80
Tabla 2.6: Residuo generacional entre el nacimiento y los 0 a 4 años por sexo. España. ....	82
Tabla 2.7: Residuos generacionales entre la población de 60 años y más de un censo y la de 70 años y más del censo posterior. España. ....	86
Tabla 2.8: Diferencia relativa entre población oficial y corregida por sexo. España. ....	88
Tabla 2.9: Esperanza de vida al nacer y a la edad 60 con poblaciones suavizadas (Ps) y corregidas (Pc). España. ....	90
Tabla 3.1: Esperanza de vida calculada a partir de las probabilidades de morir reales y ajustadas mediante la función 3 de Heligman-Pollard. España. ....	106
Tabla 3.2: Comparación entre la esperanza de vida calculada y las oficiales del INE. ....	109
Tabla 3.3: Comparación entre tasas estandarizadas de mortalidad y Años Potenciales de Vida Perdidos. España, ambos sexos, 1995. ....	112
Tabla 4.1: Potenciales de años vividos por las mujeres españolas y japonesas en distintas franjas de edad a mediados del siglo XX y en la actualidad. ....	129
Tabla 4.2: Indicadores de duración de la vida de las tablas de mortalidad españolas. ....	136
Tabla 5.1: Lista de causas para el periodo 1911-2003. ....	152
Tabla 5.2: Índices de continuidad entre sucesivas CIEs. ....	156
Tabla 5.3: Exceso o déficit de defunciones en distintos años comparado con un estándar basado en las tasas de mortalidad de 1980-81. España. ....	182
Tabla 5.4: Tasas estandarizadas de mortalidad por grandes grupos de causas de muerte y sexos. España. 1970-71, 1986-87 y 2003-04. Tasas por diez mil. ....	189
Tabla 6.1: Estimación del papel de las diferentes etapas del ciclo vital en las desigualdades interprovinciales de esperanza de vida al nacer. ....	242
Tabla 6.2: Indicadores de variabilidad provincial de la esperanza de vida a la edad 65. ....	249
Tabla 6.3: Papel de las diferentes etapas del ciclo vital en los diferenciales de vida media entre hombres y mujeres. Valores medios provinciales. ....	252
Tabla 6.4: Lista de causas de muerte para el análisis provincial 1960-62 y 1970-72. Códigos de la lista B del MNP. ....	261
Tabla 6.5: Saturaciones de las variables en los factores. 1960 y 1970. ....	273
Tabla 6.6: Modelos explicativos de los diferenciales provinciales de mortalidad. 1960 y 1970. ....	279
Tabla 6.7: Consistencia territorial de las causas de muerte. 1986-1991-1996-2001. ....	284
Tabla 6.8: Contribución relativa edad-causa a los diferenciales interprovinciales de esperanza de vida al nacer en 2000-2002. ....	288

Tabla 7.1: Fecundidad y reproducción de las generaciones españolas. ....	313
Tabla 7.2: Envejecimiento y estructura de la población anciana. España. 1961-2001. ....	317
Tabla 8.1: Hipótesis de mortalidad en las proyecciones de España. ....	326
Tabla 8.2: Migración exterior según la EVR e hipótesis de las proyecciones INE. ....	332
Tabla 8.3: Proyección de la población de 65 y más años al horizonte del año 2051 según diferentes hipótesis de mortalidad. España. ....	350



## Índice de gráficos:

Gráfico 1.1: Transiciones demográficas en los países occidentales.....	14
Gráfico 1.2: Etapas de la transición epidemiológica según Omran.....	23
Gráfico 1.3: Etapas de la transición epidemiológica .....	24
Gráfico 1.4: Elementos de la transición sanitaria.....	28
Gráfico 2.1: Evolución de la esperanza de vida de las mujeres catalanas a partir de datos publicados y corregidos de defunciones. ....	51
Gráfico 2.2: Defunciones por edad simple. Cifras oficiales y suavizadas. España. ....	55
Gráfico 2.3. Relación de masculinidad al nacer. España. 1900-1970.....	61
Gráfico 2.4: Diferencias etáreas entre Padrón Continuo y la estimación postcensal a 1 de enero de 2005. España. ....	66
Gráfico 2.5: Relación entre los efectivos de dos edades consecutivas a 1 de enero de 1981 y ratio entre nacimientos de sus generaciones. España. Hombres. ....	76
Gráfico 2.6: Pirámides oficiales y suavizadas. Población de 20 y más años en miles.....	79
Gráfico 2.7: Evolución a partir de datos oficiales y corregidos de los efectivos de las cohortes femeninas nacidas a principios de cada década hasta los 10 años de edad.....	84
Gráfico 2.8: Poblaciones masculinas oficiales, suavizadas y corregidas. En miles. ....	89
Gráfico 3.1: Número medio de días vividos por los muertos el primer año de vida. España. (serie corregida de las fluctuaciones en los nacimientos).....	102
Gráfico 3.2: Probabilidades de morir masculinas observadas y ajustadas. España. 1971. ....	104
Gráfico 4.1: Esperanza de vida a distintas edades. España. 1911-2004.....	119
Gráfico 4.2: Esperanza de vida por países.....	123
Gráfico 4.3: Evolución del potencial de años vividos en distintas etapas del ciclo vital en España, Francia y Suecia. Mujeres. 1911-2004.....	127
Gráfico 4.4: Evolución del potencial de años vividos en distintas etapas del ciclo vital en España, Francia y Suecia. Hombres. 1911-2004.....	130
Gráfico 4.5: Papel de las edades en la diferencia de esperanza de vida entre España y una serie de países occidentales. 2000-2001.....	131
Gráfico 4.6: Indicadores de duración de la vida de las tablas femeninas españolas. ....	135
Gráfico 4.7: Evolución del parámetro $C_{50}$ de las tablas de mortalidad españolas.....	138
Gráfico 4.8: Supervivientes y defunciones de las tablas de mortalidad femeninas españolas del siglo XX y del Japón 2002-2004.....	140
Gráfico 4.9: Cocientes femeninos entre las edades exactas 90-95 y 95-100 en las tablas de mortalidad INE y HMD, y estimación basada en la "generación extinguida". ....	143
Gráfico 4.10: Probabilidad de morir 90-95 y 95-100 años por sexo de 1980 a 2004. España, Francia, Japón y Suecia.....	144
Gráfico 5.1: Peso relativo de las causas mal definidas. 1911-2004.....	155
Gráfico 5.2: Evolución de la tasa estandarizada de mortalidad. España. 1911-2004 .....	160

Gráfico 5.3: Evolución del peso relativo de las causas de muerte. España 1911-2004. ....	162
Gráfico 5.4: Patrón epidemiológico en distintas etapas de la vida. España. Hombres. ....	164
Gráfico 5.5: Tasas, por mil habitantes, en la infancia y adolescencia. 1911-2004. ....	166
Gráfico 5.6: Tasa de mortalidad de 0 y de 1 a 4 años, y distribución relativa del patrón de mortalidad por causa. ....	168
Gráfico 5.7: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población de 1 a 4 años. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes. ....	169
Gráfico 5.8: Tasas, por mil habitantes, en las edades adultas jóvenes. 1911-2004. ....	171
Gráfico 5.9: Tasas de mortalidad de adultos-jóvenes y patrón de mortalidad por causa. ....	172
Gráfico 5.10: Tasas de mortalidad por causa de 25 a 39 años. Por 100.000 habitantes. ....	175
Gráfico 5.11: Tasas de mortalidad por causa 15-24 y 25-39 años. España. 1980-2004. ....	177
Gráfico 5.12: Probabilidades de morir entre los 15 y los 40. España. ....	180
Gráfico 5.13: Parámetros D y F de las tablas de mortalidad. España. Hombres. 1961-2004. ....	181
Gráfico 5.14: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población adulta-joven. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes. ....	183
Gráfico 5.15: Tasas de mortalidad, por mil, en las edades adultas y maduras. 1911-2004. ....	184
Gráfico 5.16: Tasas de mortalidad de la población adulta-madura y patrón por causa. ....	185
Gráfico 5.17: Tasas de mortalidad de 40 a 54 y de 55 a 64 años por tumores y enfermedades del aparato circulatorio. Tasas por 10.000. 1971-2003. ....	190
Gráfico 5.18: Porcentaje acumulado de individuos que declaran haber fumado alguna vez. España. Generaciones. ....	194
Gráfico 5.19: Porcentaje de individuos que declaran haber fumado alguna vez antes de los 25 años por sexo. Generaciones. España. ....	195
Gráfico 5.20: Tasas generacionales de mortalidad por cáncer de tráquea, bronquios y pulmón. España. Tasas por 10.000. ....	196
Gráfico 5.21: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población adulta-madura. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes. ....	198
Gráfico 5.22: Tasas de mortalidad, por mil, en las edades avanzadas. 1911-2004. ....	199
Gráfico 5.23: Tasas de mortalidad de la población anciana y distribución del patrón de mortalidad por causa. ....	200
Gráfico 5.24: Tasas de mortalidad de 65 a 79 años y de 80 y más años por grandes grupos de causas de muerte. Tasas por 10.000. 1968-2004. ....	203
Gráfico 5.25: Tasas de mortalidad de 65 a 79 años y de 80 y más años por grandes tipos de cáncer. Tasas por 10.000. 1968-2004. ....	204
Gráfico 5.26: Tasas generacionales de mortalidad por enfermedades del aparato circulatorio y por trastornos mentales y del SNC. España. Tasas por 10.000. ....	206
Gráfico 5.27: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población de 65 a 74 años. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes. ....	207
Gráfico 5.28: Contribución edad-causa a la variación de la esperanza de vida al nacer. Centésimas de año en término medio por decenio. Hombres. ....	209
Gráfico 5.29: Contribución edad-causa a la variación de la esperanza de vida al nacer. Centésimas de año en término medio por decenio. Mujeres. ....	211

Gráfico 5.30: Contribución de las edades a la variación de la esperanza de vida en la década de los ochenta y de los noventa. España. ....	213
Gráfico 5.31: Evolución de la ratio entre los cocientes de mortalidad por edad simple de los hombres y de las mujeres. España. 1911-2004. ....	215
Gráfico 5.32: Contribución edad-cause a la diferencia de la esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres. España. Centésimas de año. ....	217
Gráfico 5.33: Descomposición edad-cause de los diferenciales de vida media entre sexos en 1991-92 y 2001-02. España. ....	218
Gráfico 5.34: Probabilidades de morir por generación. España. ....	221
Gráfico 5.35: Diferencia relativa entre los supervivientes del momento y de la generación a diferentes edades. España. Mujeres. ....	223
Gráfico 5.36: Supervivencia hasta los 60 años de las generaciones españolas. ....	224
Gráfico 5.37: Evolución por cohortes del potencial de años vividos entre las edades exactas 60-70, 70-80 y 80-90. España. ....	225
Gráfico 5.38: Tasa de cambio de la mortalidad con la edad. España. ....	227
Gráfico 6.1: Contribución de las edades a la diferencia de esperanza de vida al nacer entre algunas CCAA y España. 1961. ....	244
Gráfico 6.2: Contribución de las edades a la diferencia de esperanza de vida al nacer entre las CCAA y España. 2001. ....	250
Gráfico 6.3: Contribución del descenso de la mortalidad a partir de los 40 años en la ganancia de años de vida de la CCAA entre 1986 y 2001. ....	251
Gráfico 6.4: Relación entre esperanza de vida al nacer y diferenciales de vida entre sexos. ....	254
Gráfico 6.5: Variables iniciales y variables construidas en los modelos de regresión. ....	277
Gráfico 6.6: Contribución de las causas de muerte a los diferenciales de esperanza de vida al nacer entre las Comunidades Autónomas y España. 2000-02. ....	298
Gráfico 7.1: Componentes del crecimiento de la población española. 1901-2004. ....	309
Gráfico 7.2: Evolución de las tasas de mortalidad y natalidad. España. 1900-2004. ....	310
Gráfico 7.3: Indicadores de estructura de la población española. 1911-1998. ....	316
Gráfico 7.4: Ganancias de efectivos por las mejoras decenales de mortalidad sobre un estándar teórico inicial de 10.000 personas en cada sexo y edad. ....	319
Gráfico 7.5: Incremento de los efectivos de población madura y anciana por el descenso de la mortalidad de 1960 a 1999. España en miles. ....	321
Gráfico 8.1: Evolución y proyección de la esperanza de vida al nacer. ....	327
Gráfico 8.2: Sensibilidad a largo plazo de la previsión de efectivos de población anciana femenina a las hipótesis de mortalidad. ....	330
Gráfico 8.3: Evolución y proyección de las entradas netas del extranjero. ....	335
Gráfico 8.4: Esperanza de vida observada en el 2001 y estimada en el 2050 por los organismos estadísticos estatales de una serie de países occidentales. ....	339
Gráfico 8.5: Evolución y proyección de la esperanza de vida. España, 1945-2051. ....	341
Gráfico 8.6: Probabilidades de morir entre los 20 y los 40 años ( $_{20}q_{20}$ ) y los 40 y los 55 años ( $_{15}q_{40}$ ) según diferentes escenarios. ....	344
Gráfico 8.7: Potenciales de años vividos en las edades maduras y avanzadas. ....	346

Gráfico 8.8: Contribución de las edades a la ganancia de esperanza de vida al nacer entre 2003-04 y 2050. En años.....	347
Gráfico 8.9: Evolución de la sobremortalidad masculina en el escenario tendencial de mortalidad. 1911-2050. España. ....	348
Gráfico 8.10 Evolución y proyección de los ancianos por grandes grupos de edad según diferentes hipótesis de mortalidad. En miles. 1970-2051 .....	351
Gráfico 8.11: Factores del aumento de los efectivos de población anciana entre 2005 y los años 2031 y 2051. España.....	354
Gráfico 8.12: Simulación de la evolución futura de la población mayor de 65 años con discapacidad en España. 2005-2051. ....	357
Gráfico 8.13: Estimación de la función de supervivencia de algunas generaciones. ....	360

## Índice de mapas:

Mapa 2.1: Porcentaje de defunciones en las que no consta la edad. Ambos sexos. ....	53
Mapa 2.2: Diferencia relativa entre padrón y población intercensal del INE. ....	69
Mapa 6.1: Tasas estandarizadas de mortalidad por provincias. 1961-2001 .....	235
Mapa 6.2: Porcentaje de reducción anual de la tasa estandarizada por provincias. ....	237
Mapa 6.3: Ganancia de esperanza de vida al nacer entre 1961 y 2001, en años. ....	241
Mapa 6.4: Esperanza de vida al nacer por provincias. 1961-2001. ....	243
Mapa 6.5: Contribución del descenso de la mortalidad infantil ( de 0 a 14 años) al aumento de la esperanza de vida de las provincias en el periodo 1961-1976.....	246
Mapa 6.6: Efecto de la evolución de la mortalidad adulta-joven sobre la esperanza de vida al nacer de los hombres en el periodo 1986-2001.....	248
Mapa 6.7: Contribución de la mortalidad adulta-joven a la diferencia total de vida media entre sexos. 1991. En años. ....	253
Mapa 6.8: Diferencias provinciales en la esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres. 1961 y 2001. ....	255
Mapa 6.9: Posición relativa de las provincias respecto de la mortalidad en la infancia y en las edades avanzadas. 1961 y 1971. ....	259
Mapa 6.10: Índice estandarizado de mortalidad por causa y sexo. 1961 y 1971.....	264
Mapa 6.11: Distribución territorial de la variable higiene. ....	270
Mapa 6.12: Factores socioeconómicos. 1960 y 1970.....	274
Mapa 6.13: Espacios de mortalidad por causa. 1986-1991-1996-2001.....	287
Mapa 6.14: Tasas estandarizadas de mortalidad por SIDA, 2000-2002.....	289
Mapa 6.15: Tasas estandarizadas de mortalidad por tumores esófago-estómago, 2000-2002.....	291
Mapa 6.16: Tasas estandarizadas de mortalidad por tumores broncopulmonares, 2000-2002.....	292
Mapa 6.17: Tasas estandarizadas de mortalidad por diabetes, 2000-2002.....	293
Mapa 6.18: Tasas estandarizadas de mortalidad por enf. aparato circulatorio, 2000-2002.....	294
Mapa 6.19: Tasas estandarizadas de mortalidad por cirrosis, 2000-2002.....	296
Mapa 6.20: Tasas estandarizadas de mortalidad por accidentes de tráfico, 2000-2002. ....	297
Mapa 6.21: Tasas estandarizadas de mortalidad por causas de muerte evitables, 2000-2002.....	299
Mapa 6.22: Ganancia de esperanza de vida al nacer resultante de eliminar las causas de muerte evitables, 2000-2002.....	301



## 0 INTRODUCCIÓN

En los años sesenta, en los países pioneros en el descenso de la mortalidad se difundió la visión de que se estaba accediendo al final de la transición epidemiológica, lo que dificultaría el logro de nuevos avances en la vida media de sus habitantes, al permanecer relativamente estables los patrones de morbilidad por edad. En otras palabras, parecía como si la “historia de la mortalidad” hubiese sido en gran medida ya escrita, mientras que el comportamiento de los otros fenómenos demográficos, como la fecundidad, presentaban aspectos novedosos y menos previsibles que merecían de una especial atención por parte de los demógrafos y de los estudiosos de la población. No obstante, en las últimas décadas se ha asistido a un renovado interés por el estudio de la mortalidad: en parte, por aspectos relacionados con sus tendencias más recientes; en parte, por sus repercusiones sobre la dinámica demográfica futura de las sociedades occidentales.

A finales de la década de los sesenta en los países más avanzados se retomó la senda de descenso de la mortalidad, al acceder a una nueva etapa de la transición caracterizada por descensos significativos en la mortalidad de los mayores. La historia se encargó, por tanto, de desmentir aquellas visiones que propugnaban la cercanía a un límite difícilmente franqueable, planteándose actualmente la cuestión en términos de cuál es ese límite y de dónde situarlo. Además, lejos de permanecer estables, los patrones epidemiológicos continuaron modificándose, ya que el descenso de la mortalidad cardiovascular, gran protagonista de las recientes mejoras de supervivencia, provocó que los tumores y las enfermedades ligadas al envejecimiento fuesen adquiriendo un creciente protagonismo. En los adultos-jóvenes, sobre todo en los hombres, se asistió a un incremento de sus riesgos de morir, más llamativo al producirse en un contexto de mejoras generalizadas en el resto de las etapas del ciclo vital. Los diferenciales en los riesgos de morir se mantuvieron, cuando no se incrementaron, siendo el ejemplo más clásico la desigualdad ante la muerte entre hombres y mujeres. La convergencia entre los países europeos de la primera mitad del siglo XX se truncó por el deterioro de las condiciones de salud en los países de la Europa del Este. En el seno de los propios países occidentales persistieron las desigualdades, tanto de mortalidad social y económica, como territorial. Esas tendencias reflejan el desigual impacto de los factores de riesgo para la salud, algunos ligados a hábitos y comportamientos individuales, otros a disfunciones en los procesos de desarrollo económico y de deterioro del entorno ambiental, que fueron conformando, junto con los avances en el campo de la salud pública y del conocimiento médico, un patrón epidemiológico específico de las sociedades avanzadas.

Al mismo tiempo, se transformó el papel desempeñado por la mortalidad en la dinámica demográfica. En sus etapas iniciales, el descenso de los riesgos de morir repercutió de una forma positiva sobre el crecimiento de la población y sobre el rejuvenecimiento de su estructura por edad, al permitir que un mayor número de nacidos sobreviviera a los primeros años de vida y alcanzasen las edades reproductivas. Posteriormente, los avances en la longevidad, al aumentar las probabilidades de sobrevivir a edades avanzadas, constituyeron un factor básico de envejecimiento por la cúspide de la pirámide poblacional. Ante ese nuevo papel de la mortalidad, construir y analizar las estructuras etáreas que se derivan de diversos escenarios de evolución de la supervivencia, sobre todo en las edades más avanzadas, resulta básico para reducir el grado de incertidumbre sobre el impacto de la variable demográfica en pilares básicos del Estado del Bienestar, como la sanidad, las pensiones o la dependencia. Además, su relevancia se verá acrecentada, en un futuro cada vez más próximo, por la llegada a esas edades de las generaciones numerosas nacidas en periodos de alta natalidad.

## **0.1 Enfoque y objetivos**

En esta investigación se combina esa doble dimensión de la mortalidad, por un lado como fenómeno demográfico, por otro lado como elemento constitutivo de la dinámica poblacional. El objeto de estudio y la aproximación analítica se sintetizan en su subtítulo: *Análisis demográfico y territorial*.

La aproximación al objeto de estudio es la propia del *análisis demográfico*. Entendemos como tal, siguiendo a R. Pressat<sup>1</sup>, la etapa intermedia entre la fase de recogida y difusión de la información estadística, labor propia de los organismos e institutos estadísticos, y la etapa de investigación causal, de búsqueda de los factores explicativos desde una aproximación multidisciplinar. El análisis demográfico es más que un mero compendio de métodos y técnicas, al ofrecer un potente instrumental analítico para la comprensión de los fenómenos sociales. Además, desde la propia demografía se trasciende a la fase explicativa integrando sus dos “almas”, la biológica y la social<sup>2</sup>. Lo que se afirma es el núcleo del análisis demográfico como aquello específico y caracterizador de la demografía como disciplina.

A partir de ese enfoque, de contenido metodológico, se analizan las transformaciones acaecidas en los perfiles de mortalidad por edad y por causa de la población española a lo

---

<sup>1</sup> R. Pressat (1983: *El análisis demográfico*)

<sup>2</sup> M. Livi-Bacci (1993: *Introducción a la demografía*)



largo del siglo XX. A saber, el tránsito desde un contexto dominado por la mortalidad infantil y juvenil, con un patrón epidemiológico en el que las enfermedades infecciosas y contagiosas constituían las principales causas de muerte, a otro en el que la fuerza de la mortalidad se concentra en edades cada vez más avanzadas, con un predominio de las causas cardiovasculares, de los tumores y de enfermedades ligadas al envejecimiento. El análisis opera sobre dos escalas temporales diferentes que vienen delimitadas por la cantidad y la calidad de la información disponible sobre causas de muerte. La primera, que abarca el conjunto del periodo 1911-2004, se centra en estudiar los grandes rasgos de la transición epidemiológica española. La segunda, que comprende las cuatro últimas décadas, se enfoca hacia el análisis de sus tendencias más recientes en el marco de la última fase de la transición epidemiológica. La dimensión *territorial* se circunscribe a ese último periodo cuando emerge y se consolida una nueva configuración espacial de la mortalidad que, grosso modo, traza una dicotomía entre el norte y el sur peninsular. El objetivo es estudiar sus fases y ritmos, las transformaciones en las pautas provinciales de la mortalidad, y las desigualdades espaciales en las causas de muerte.

Esta tesis concluye con un análisis del papel desempeñado por la mortalidad durante la transición demográfica española y por los avances en la longevidad sobre el envejecimiento de su pirámide poblacional. Esa visión retrospectiva se complementa con una exploración de futuro con el fin de indagar el efecto que tendrían diferentes escenarios de supervivencia sobre los contingentes de ancianos a medio y largo plazo. Este apartado está relacionado con mi actividad profesional y pretende, entre otros objetivos, revalorizar el rol de la mortalidad en las proyecciones de población.

La amplitud del objeto de investigación ha requerido adoptar una serie de decisiones previas que permitiesen acotar el tema y hacerlo operativo. Como ya se ha mencionado, se ha empleado una aproximación demográfica con el fin de responder a una serie de cuestiones que pueden englobarse en tres grandes bloques:

- ¿Qué fases y ritmos ha seguido el descenso de la mortalidad en España? ¿Cómo se inserta esa evolución en el contexto de los países occidentales? ¿Cuáles han sido las características de la transición epidemiológica? ¿Qué rasgos presenta la actual etapa de transición? ¿Cuál es la tendencia en edades avanzadas?
- ¿Qué cambios se han producido en la geografía de la mortalidad y qué espacios se han configurado? ¿Qué edades y qué causas los explican?
- ¿Qué papel ha desempeñado la mortalidad en la dinámica demográfica? ¿Cuál ha sido su impacto sobre el envejecimiento de la población? ¿Qué visión predomina acerca de su futuro? ¿Cuál puede ser su efecto sobre el volumen y la composición de la población anciana a medio y largo plazo?

Además, hay otros elementos que pueden calificarse de instrumentales y que son en sí mismos productos que se derivan de esta investigación. Entre ellos se pueden enumerar:

- Disponer de una serie corregida de defunciones, nacimientos y poblaciones por sexo y edad simple para España de 1911 a 2004.
- Obtener una serie homogénea de causas de muerte para España de 1911 a 2004.
- Elaborar tablas de mortalidad para España desde 1911, año a año, con corrección previa de las fuentes y con un protocolo de cálculo estandarizado.
- Calcular tablas de mortalidad provinciales para periodos quinquenales desde 1961 hasta 2001.
- Construir escenarios de evolución a medio y largo plazo de la esperanza de vida, con sus correspondientes esquemas de mortalidad por sexo y edad.

Estos aspectos trascienden a la propia investigación, ya que ofrecen datos e indicadores útiles para la realización de otros estudios sociodemográficos.

## **0.2 Estructura de la investigación**

Esta tesis se ha estructurado en ocho capítulos que se engloban en tres grandes apartados. En el primero apartado se tratan los aspectos instrumentales, desde el marco teórico a la metodología, pasando por las fuentes demográficas. En el segundo, que comprende el núcleo central, se analiza el descenso de la mortalidad y la transición epidemiológica en España, para abordar posteriormente sus pautas espaciales. En el tercero se estudia la mortalidad como elemento constitutivo de la dinámica demográfica pasada y de la futura. Veamos más detalladamente los diferentes capítulos.

- En el primero, de *marco teórico*, se describen las grandes teorías sobre el descenso de la mortalidad, sobre sus factores y determinantes, y sobre las características de los patrones epidemiológicos. También se abordan las posibilidades y los límites que impone la información disponible en España para el análisis de las desigualdades ante la muerte, centrando la atención en los diferenciales por género.
- El capítulo segundo versa sobre las *fuentes demográficas*. El objetivo es analizar su calidad y robustez con el fin de detectar incongruencias que pueden sesgar los resultados. Posteriormente, a partir de un enfoque de base demográfica, se realizan los ajustes y las correcciones pertinentes sobre los datos de partida. La disponibilidad y la calidad de la información, sobre todo si los estudios abarcan un periodo temporal amplio, condicionan los enfoques analíticos y las hipótesis, así como los resultados que se obtienen, lo que justifica la extensión dedicada a este apartado

- En el tercer capítulo se abordan los *aspectos metodológicos* que incluyen desde los indicadores básicos hasta las técnicas de ajuste y de descomposición de la esperanza de vida. Los métodos tratados con mayor profundidad son los referidos a la construcción de las tablas de mortalidad y al análisis de los efectos de los cambios en los perfiles de mortalidad sobre la vida media de la población.
- En el capítulo cuarto, *la mortalidad en España en el siglo XX*, se ofrece una visión de conjunto de la evolución de la esperanza de vida de los españoles y de sus condiciones de supervivencia en distintas etapas del ciclo vital. Esa trayectoria se compara con la experiencia de dos países europeos que ejemplifican el modelo clásico de transición, Francia y Suecia. Esa visión más clásica se complementa con una serie de indicadores que miden los cambios en la duración de la vida y en la longevidad de la población. Finalmente, el interés se centra en la evolución reciente de los riesgos de morir en las edades más avanzadas, al constituir el elemento clave de las tendencias futuras.
- En el quinto capítulo, *la transformación del patrón epidemiológico*, se analiza, desde el marco conceptual de la teoría de la transición epidemiológica, los cambios a largo plazo en la estructura de la mortalidad por edad y por causa de la población española. La integración de las variables edad y causa de muerte permite cuantificar su impacto sobre las expectativas de vida de los españoles, y sobre los diferenciales de vida media entre hombres y mujeres. En este capítulo se incluye una aproximación generacional a la mortalidad de los españoles, aunque fragmentada y limitada por las restricciones que imponen las series estadísticas españolas.
- En el capítulo sexto, *la geografía de la mortalidad*, se describe el proceso de configuración de un nuevo patrón espacial de mortalidad, y se estudian las diferencias que se observan en las pautas territoriales de mortalidad por edad y causa. Entre los aspectos analizados destacan: la convergencia o divergencia territorial en los riesgos de morir, la consistencia de esa configuración espacial, y la configuración de diferentes espacios de riesgo en relación con las causas de muerte. En uno de los subapartados, a partir de enfoques de tipo ecológico y mediante el uso de variables contextuales de tipo socioeconómico, se elabora un modelo explicativo de los diferenciales espaciales de mortalidad en un periodo clave de la transición epidemiológica española, la década de los años sesenta.
- En el séptimo capítulo, *mortalidad y dinámica demográfica*, se describe la transición demográfica española en el siglo XX, se analiza el papel desempeñado por la mortalidad en el mecanismo de la reproducción de las generaciones, y se evalúa el impacto de las mejoras de supervivencia sobre el tamaño y la estructura por edades de la población española.
- En el capítulo octavo, *supervivencia y efectivos de ancianos: perspectivas de futuro*, se contrastan las hipótesis de mortalidad utilizadas en las proyecciones españolas con la evolución real del fenómeno, y se elaboran distintos escenarios de futuro. El objetivo de este capítulo es testar el impacto de las hipótesis de mortalidad sobre los resultados de las proyecciones, para cuantificar posteriormente los niveles de envejecimiento a medio y

largo plazo de la población española que se derivan de diferentes escenarios de evolución de la supervivencia.

Finalmente, las *conclusiones* donde algunas de las cuestiones iniciales se responden, otras se vislumbran, y, como era de esperar, se plantean nuevas líneas de investigación y nuevos interrogantes.

---

**Parte I**

## **ASPECTOS INSTRUMENTALES**

**DEL MARCO TEÓRICO A LAS FUENTES Y LA METODOLOGIA**



## **1 MARCO TEÓRICO**

La descripción de los niveles y de los patrones de la mortalidad, la explicación de sus factores y de sus causas, y el análisis de sus consecuencias ha sido objeto de atención desde diferentes disciplinas de las ciencias sociales y sanitarias. En las últimas décadas se han formulado una serie de teorías, de menor o mayor grado de generalización, que pretenden erigirse en el almacén teórico sobre el que sustentar el análisis del descenso de la mortalidad y de los determinantes de la salud de las poblaciones. En el trasfondo de esas teorías subyace la idea de que la comprensión del pasado arroja luz sobre las tendencias del presente y constituye el punto de partida para la previsión de las futuras.

Además, el descenso de la mortalidad no ha sido sincrónico ni de igual intensidad en los distintos subgrupos poblacionales persistiendo, incluso acentuándose, las desigualdades ante la muerte. A lo largo del siglo XX han aumentado los diferenciales de supervivencia por género, se han mantenido las desigualdades de mortalidad social y económica, y se han configurado diferentes espacios de riesgo, desde una escala internacional a una nacional. Otro foco de interés radica en el análisis de los factores y de los procesos que determinan esa desigual incidencia de los riesgos de morir entre grupos poblacionales definidos en función de determinadas variables o características.

### **1.1 Las teorías: de los niveles y patrones a los determinantes**

En la segunda mitad del siglo XX se han propuesto una serie de teorías para describir y explicar las transformaciones acaecidas en los patrones de mortalidad y en las condiciones de salud de las poblaciones. En este apartado se abordan esas teorías desde una perspectiva cronológica, partiendo de la Teoría de la Transición Demográfica (TTD), continuando con la Teoría de la Transición Epidemiológica (TTE), para finalizar con las aportaciones de la Teoría de la Transición Sanitaria (TTS). En su denominación incluyen el término transición: es decir, subyace una idea de fases, de tránsito entre contextos de mortalidad y de salud caracterizados por niveles, patrones y determinantes específicos. Este esquema implica en las dos primeras teorías una noción de unidireccionalidad, de senda que

han seguido, o deberán seguir, las sociedades en su proceso de modernización no sólo demográfico sino social y económico. Esas teorías se desarrollaron a partir de la experiencia de las sociedades occidentales, trasluciendo en sus primeras formulaciones una visión eurocentrista. Los estudios sobre la mortalidad en los países en vías de desarrollo han mostrado la existencia de una pluralidad de trayectorias y de contextos, lo que ha obligado a replantear algunos de los supuestos iniciales de esas teorías. En este sentido, la teoría de la transición sanitaria ha representado un avance en el conocimiento de los factores y de los determinantes de la mortalidad, al formular un marco aplicable a realidades y contextos diversos, superando la descripción de los niveles y de los patrones de mortalidad para adentrarse en el abanico de factores que determinan el estado de salud de las poblaciones.

### 1.1.1 *La Teoría de la Transición Demográfica*

Las sociedades occidentales, desde mediados del siglo XVIII, han asistido a un proceso de transformación de sus dinámicas poblacionales, de transición entre dos contextos demográficos claramente diferenciados. Las tasas de natalidad y de mortalidad, que en las sociedades tradicionales se situaban alrededor del 40-50 por mil, se han reducido a valores entorno al 10 por mil en las sociedades occidentales contemporáneas. Ese cambio en la dinámica poblacional es visto como un signo de modernización, de consecución “del orden y de la eficiencia demográfica”<sup>3</sup>, que se encuentra íntimamente imbricado en el proceso más general de modernización económica y social, cuyo detonante fue la Revolución Industrial.

Entre los primeros intentos de describir y explicar esas transformaciones se encuentran los escritos de W. S. Thompson<sup>4</sup>, en los que se introduce la noción de fases y la relación que se establece entre crecimiento demográfico y económico, y los de A. Landry<sup>5</sup>, en los que se formula la noción de régimen demográfico como la síntesis entre el nivel de vida al que aspiran los individuos y los medios de regulación demográfica que adoptan para alcanzarlo. Esas ideas representaron un primer paso hacia la elaboración de una teoría acerca del devenir histórico de las poblaciones, aunque no fue hasta mediados de los años cuarenta cuando se asentaron, en su acepción más generalizada, las bases de una teoría que pretendía ser general y universal a partir de las obras de F. W. Notestein<sup>6</sup> y K. Davis<sup>7</sup>. Esas teorías se enmarcaban en la necesidad surgida después de la Segunda Guerra Mundial de establecer un marco general que permitiese interpretar las transformaciones demográficas en

---

<sup>3</sup> M. Livi-Bacci (1990: *Historia mínima de la población mundial*)

<sup>4</sup> W. S. Thompson (1929: *Population*)

<sup>5</sup> A. Landry (1934: *La Revolución Démographique*)

<sup>6</sup> F. W. Notestein (1945: *Population, the long view*)

<sup>7</sup> K. Davis (1945: *The World Demographic Transition*)



el Tercer Mundo y que sirviese para diseñar e implementar políticas de población que favoreciesen su desarrollo socioeconómico<sup>8</sup>.

A partir de la experiencia occidental, esta teoría describe las transformaciones que se producen en la dinámica demográfica durante la transición de una sociedad tradicional a una moderna, y su efecto sobre el crecimiento y la estructura por edades de la población. El modelo consta de tres fases:

- 1) Una *fase pre-transicional*, característica de las sociedades tradicionales, en las que el potencial de crecimiento que representaba la alta natalidad se veía limitado, cuando no anulado, por una elevada y fluctuante mortalidad. La fecundidad dependía de factores biológicos y de la tradición social y cultural, mientras que las bruscas fluctuaciones de la mortalidad marcaban los ritmos de crecimiento o decrecimiento de la población.
- 2) Una *fase transicional*, en la que el inicio del declive de la mortalidad produjo en una primera etapa una aceleración en el crecimiento de la población, constituyendo el mecanismo desequilibrante del antiguo régimen demográfico. En una segunda etapa se inició la reducción de la fecundidad, que fue el agente que provocó la ruptura definitiva del sistema tradicional y el acceso a un régimen basado en unas nuevas condiciones de equilibrio. Los ritmos y el desfase entre ambas etapas determinaron el menor o mayor ritmo de crecimiento de la población durante esa fase<sup>9</sup>.
- 3) Una *fase post-transicional*, propia de las sociedades modernas, en las que se alcanza una nueva estabilidad en el crecimiento, como resultado de la equiparación, a bajos niveles, de las tasas de mortalidad y de natalidad.

La dinámica demográfica durante el Antiguo Régimen presentaba una tendencia a la estabilidad en el crecimiento demográfico por la existencia de mecanismos de regulación de la mortalidad y de la fecundidad, y por su interacción con las variables socioeconómicas. La alta mortalidad de base estaba sometida a importantes crisis y fluctuaciones que escapaban al control humano, mientras que existía un cierto nivel de regulación del sistema a través de la fecundidad y de la movilidad de la población. En opinión de M.W. Flinn<sup>10</sup> las características básicas del sistema demográfico europeo eran:

- 1) Las crisis de mortalidad. Las crisis de subsistencia o de otro tipo provocaban a corto plazo una mortandad y un descenso de los matrimonios y de los nacimientos. Por contra, a medio plazo sus efectos eran de signo contrario: por un lado, aumentaba la nupcialidad y la natalidad, al recuperarse los matrimonios y los nacimientos aplazados, y por un efecto de las segundas nupcias; por otro lado, disminuían las defunciones por los menores efectivos poblacionales y por un efecto de selección de las personas de edad avanzada y/o enfermas.

---

<sup>8</sup> Un análisis crítico del desarrollo de esta teoría en S. Szreter (1993: *The idea of demographic transition and the study of fertility change: A critical intellectual history*)

<sup>9</sup> Mientras que el multiplicador poblacional, o crecimiento demográfico durante la etapa transicional, fue de 2 en Francia y de 4 en Suecia, se estima que se situará entre 7 y 10 en México y alrededor de 15 en Kenia (J. C. Chesnais: 1983; *La transition démographique*)

<sup>10</sup> M. W. Flinn (1989: *El sistema demográfico europeo, 1500-1820*)

- 2) El papel de la nupcialidad. La edad al matrimonio relativamente tardía, en torno a los 25 años en las mujeres, y un porcentaje de célibes que superaba casi siempre el 10 por ciento constituían los rasgos básicos del denominado modelo matrimonial europeo<sup>11</sup>. La nupcialidad se configuraba como un mecanismo de limitación de la fecundidad característico de la Europa Occidental que relacionaba las variables demográficas con las socioeconómicas. En unas sociedades donde el casamiento era sinónimo de ruptura de los lazos económicos entre padres e hijos, la formación de nuevas uniones, y en consecuencia la natalidad, estaba ligada a la disponibilidad de recursos para sustentar las nuevas familias.
- 3) Los movimientos de población. Las migraciones de corta distancia, del campo a la ciudad, y de larga distancia, con la colonización de nuevos territorios y las migraciones transoceánicas, jugaban un papel regulador del sistema que la teoría clásica de la transición demográfica no había considerado en su justa medida.

La interacción entre esos elementos conducía a un modelo de crecimiento moderado pero sujeto a fuertes oscilaciones a corto plazo. Los mecanismos reguladores del sistema impedían que uno de los componentes del crecimiento se impusiera al otro provocando un auge acelerado o un declive de la población. A partir de mediados del S. XVIII y en el S. XIX, con una dispar cronología según los países, se inició una senda de crecimiento sostenido que rompió con las tendencias imperantes. Según el esquema clásico de la transición el primer motor del cambio demográfico fue el descenso de la mortalidad a partir de mediados del siglo XVIII, que se debió a un menor impacto de las epidemias, a un incremento de los recursos, a la adopción de prácticas sociales y culturales que mitigaron la incidencia de las causas infecciosas... entre otros factores. El aumento de la población presionó sobre los recursos obligando a adoptar mecanismos reguladores de la natalidad, bien mediante la variable intermedia de la nupcialidad, bien por la difusión de ciertas prácticas anticonceptivas. Por tanto, en sus primeros estadios el aumento de la población se debió básicamente a la mortalidad, siendo su descenso una condición necesaria pero no suficiente para la reducción de la natalidad, ya que ésta requería de cambios más profundos ligados al proceso general de modernización a largo plazo. Esa modernización devendría un requisito imprescindible para el descenso de la fecundidad, al tiempo que el control del crecimiento demográfico se configuraba como una condición para el propio desarrollo socioeconómico.

Los avances metodológicos y los estudios empíricos han permitido comprender mejor la dinámica demográfica de las sociedades tradicionales y han mostrado la existencia de una gran variedad de experiencias en el ámbito europeo, incluso dentro de un mismo país, en relación con los factores, los ritmos y la cronología de la transición. Sus resultados han cuestionado algunos de los postulados de la teoría clásica de la transición demográfica:

---

<sup>11</sup> J. Hajnal (1965: *European Marriage Patterns in Perspective*)

- 1) En países, como Bélgica o Inglaterra, el crecimiento de la población durante el siglo XVIII y principios del XIX no se debió a un descenso de los niveles de mortalidad sino a un incremento de las tasas de fecundidad marital<sup>12</sup>.
- 2) Las tasas de natalidad, si bien elevadas, eran más bajas de lo que consideraba la teoría clásica y alejadas de las propias de una situación de fecundidad natural.
- 3) El proyecto de Princeton, a partir de una regionalización de la fecundidad y de la nupcialidad en Europa, pretendía verificar la hipótesis que vinculaba la transición demográfica con el proceso general de modernización. Sus resultados mostraron que la industrialización y la urbanización explicaban escasamente el descenso y las pautas de fecundidad entre las regiones europeas, mientras que otras variables como las de tipo cultural e ideológico jugaban un papel más destacado<sup>13</sup>.
- 4) La evolución comparada de las tasas de mortalidad y natalidad puso de manifiesto que en los países europeos la transición demográfica presentaba cronologías y perfiles diferentes<sup>14</sup>.

La historia demográfica de la segunda mitad del siglo XX ha transcurrido no sin contrariar algunos de los fundamentos de la teoría de la transición demográfica<sup>15</sup>. Las fluctuaciones de la fecundidad después de la Segunda Guerra Mundial no casaban con sus postulados, formulándose otras interpretaciones, como las de tipo easterliniano, que en su formulación más mecanicista relacionaban de forma inversa efectivos generacionales y fecundidad. El descenso de la mortalidad, unido al de la natalidad, ha alterado las estructuras poblacionales, con un progresivo envejecimiento de la población y una drástica caída del componente natural del crecimiento demográfico. La inmigración ha pasado a constituir, incluso en países de larga tradición emigratoria, como los del sur de Europa, el elemento que sustenta su reciente crecimiento demográfico. Paralelamente, una serie de cambios ideológicos, culturales y sociales han transformado el ciclo de vida de los individuos, especialmente en relación con las formas familiares y de convivencia. Ante estas realidades, algunos investigadores sostienen que desde finales de los años sesenta los países de la Europa Occidental y del Norte se encuentran inmersos en un proceso que puede definirse como de una Segunda Transición Demográfica<sup>16</sup>. En el Gráfico 1.1 se han representado de forma esquemática la evolución de los componentes demográficos en ambas transiciones:

- 1) La inversión entre los niveles de mortalidad y de natalidad por la reducción de la fecundidad y el progresivo envejecimiento de las estructuras poblacionales,
- 2) La pérdida de la capacidad de autoreproducción de la población, que se concreta en un crecimiento natural nulo, cuando no negativo, y
- 3) El cambio en el signo y en el papel de las migraciones.

<sup>12</sup> H.J. Habakkuk (1953: *English Population in the Eighteenth Century*)

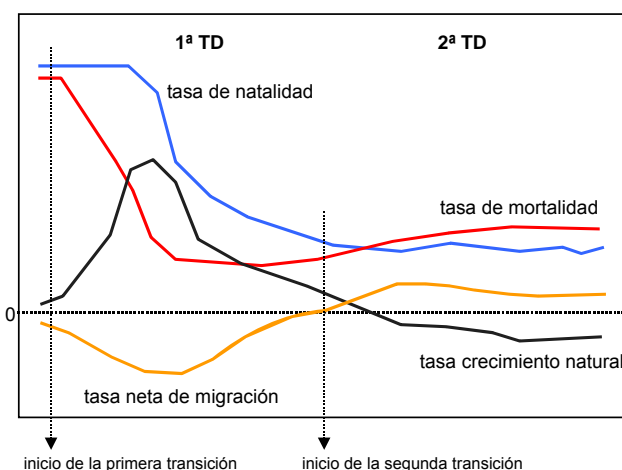
<sup>13</sup> A.J. Coale y S. Cotts (1986: *The Decline of Fertility in Europe*)

<sup>14</sup> E. A. Wrigley et al (1997: *English population history from family reconstitution*)

<sup>15</sup> G. Tapinos (1988: *Elementos de demografía*)

<sup>16</sup> Van de Kaa (1988: *The second demographic transition revisited: theories and expectations*)

Gráfico 1.1: Transiciones demográficas en los países occidentales



Fuente: D. Van de Kaa (1999: *op. cit.*)

Sin entrar en la controversia suscitada alrededor del concepto Segunda Transición Demográfica<sup>17</sup>, resulta revelador que, en sus primeras formulaciones, el interés por la mortalidad era marginal y circunscrito casi exclusivamente a sus efectos sobre el envejecimiento de las sociedades occidentales. Posteriormente, en el marco de un proyecto a escala europea, se replanteó la necesidad de retomar el papel de la mortalidad y de las migraciones, aunque se siguió focalizando la atención en la fecundidad y en las formas de convivencia. En relación con la mortalidad se enunciaron algunos temas emergentes: el impacto de los estilos de vida sobre los riesgos de morir, el debate acerca de la longevidad, o las desigualdades de salud en función del sexo o del status socioeconómico, entre otros<sup>18</sup>.

Por tanto, la realidad demográfica de las sociedades occidentales se encuentra hoy en día lejos de aquel punto de equilibrio que iba a alcanzarse en la fase postransicional de la transición demográfica, manteniéndose vigentes las cuestiones básicas y los problemas fundamentales que se plantea la demografía.

Antes de abordar las otras teorías, resulta interesante realizar una aproximación al debate sobre los determinantes del descenso de la mortalidad en Europa. Tradicionalmente, ese debate oponía a los estudiosos de la población en dos grandes corrientes<sup>19</sup>: por un lado, los partidarios del papel desempeñado por la salud pública, es decir del progreso médico y del

---

<sup>17</sup> El debate se centra en determinar si se puede hablar de una segunda transición demográfica, de cuál es su naturaleza y cuáles sus determinantes, y de si la experiencia de los países de la Europa Occidental y del Norte es extrapolable a otras regiones europeas. Véase por ejemplo R. L. Cliquet (1991: *The Second Demographic Transition: Fact or Fiction?*), H. Le Bras (1995: *La fécondité, condition de la perpétuation. Évolutions divergentes en Europe*), A. Cabré (1995: *Notes sobre la transició familiar*), R. Puyol Antolín (2001: *La población española y europea en el final del siglo XX*)

<sup>18</sup> Van de Kaa (1999: *Without Maps and Compass? Towards a New European Transition Project*)

<sup>19</sup> J. Bernabeu y E. Robles (2000: *Demografía y problemas de salud*)

avance científico; por otro, los que centraban su explicación en la disponibilidad de recursos y en la consiguiente mejora de los niveles nutricionales de la población. Las teorías predominantes hasta los años setenta postulaban que el descenso de la mortalidad se debió fundamentalmente a una combinación entre factores que propiciaron una mejora del entorno higiénico y los inherentes a determinados avances médicos, especialmente los relacionados con la inmunización. Por ejemplo, P. Razzell<sup>20</sup> consideró que los descubrimientos médicos con la inoculación de la viruela y los progresos en la higiene individual y colectiva fueron eficaces para la prevención de las enfermedades intestinales y de transmisión persona a persona.

En los años setenta, T. McKeown, a partir de las series históricas de defunciones por causa de Inglaterra y Gales, formuló una nueva interpretación sobre el crecimiento de la población, la conocida como “hipótesis alimentaria”<sup>21</sup>. El crecimiento de la población, considerado desde finales del siglo XVIII hasta la actualidad, fue fruto del descenso de la mortalidad y no de un incremento de la natalidad, y, por tanto, la atención debía dirigirse a explicar aquellos factores que propiciaron la reducción de las enfermedades infeccioso-contagiosas. En su opinión, esa reducción no se debió ni a los avances médico-científicos, ni a unos menores factores de riesgo, ni a una menor virulencia de los microorganismos, sino a la mayor capacidad de resistencia de los individuos frente a las enfermedades por una mejora nutricional. El aumento de los recursos alimenticios se configuraba por tanto como una condición necesaria aunque no suficiente para un crecimiento sostenido de la población. Necesaria, porque el estado nutritivo de la población era crítico en la frecuencia y en la incidencia de las enfermedades infecciosas. No suficiente, porque en un esquema de tipo malthusiano el aumento de la población asociado a un descenso de la mortalidad provocaría a medio plazo una nueva ruptura del equilibrio recursos/población, que desembocaría en un incremento de las enfermedades infecciosas y epidémicas. Ese círculo recurrente se rompió durante el siglo XIX al reducirse la natalidad, lo que limitó el crecimiento demográfico y permitió que se mantuviese el equilibrio. Además, los nuevos comportamientos reproductivos también incidieron de forma directa en la mortalidad, pues la limitación de embarazos no deseados redujo el infanticidio, que era una de las principales causas de muerte no infecciosa. Los factores profilácticos e higiénicos no fueron relevantes hasta la segunda mitad del S. XIX, con la canalización del agua y el alcantarillado, que contribuyeron a reducir las causas infecciosas intestinales, y principios del S. XX, con la adopción de medidas de higiene alimenticia. Por su parte, los factores de tipo médico incidieron a partir de los años treinta del siglo XX, cuando las enfermedades infecciosas se encontraban ya en una etapa de regresión<sup>22</sup>. En el esquema que plantea T. McKeown<sup>23</sup> los determinantes del declive de la

---

<sup>20</sup> P. E. Razell (1974: *An interpretation of the Modern Rise of Population in Europe - A Critique*)

<sup>21</sup> T. McKeown (1978: *El crecimiento moderno de la población*)

<sup>22</sup> Un ejemplo es la estreptomicina que redujo la mortalidad por tuberculosis en un 51 por ciento entre 1948-1971, pero ese descenso es sólo el 3,2 por ciento del observado en el periodo 1848-1971.

<sup>23</sup> T. McKeown (1989: *Les déterminants de l'état de santé des populations depuis trois siècles: le comportement, l'environnement et la médecine*)

mortalidad en los países de la Europa Occidental fueron, por orden cronológico creciente y contribución decreciente, de naturaleza ambiental<sup>24</sup> (alimentación e higiene), del comportamiento (descenso de la fecundidad) y terapéuticos (avances médicos).

Las ideas de McKeown tuvieron una amplia aceptación al establecer una relación entre los niveles nutricionales y el estado de salud de la población, permitiendo abordar desde una nueva óptica el control de la mortalidad en los países en vías de desarrollo. No obstante, esa relación entre alimentación y supervivencia ha sido cuestionada por su uncausalidad. En opinión de M. Livi-Bacci una relación estrecha entre nutrición y enfermedad sólo se produce por debajo de un determinado umbral de subsistencia, salvo momentos puntuales de fuertes crisis alimenticias<sup>25</sup>. Por tanto, si bien a corto plazo puede haber una relación entre ambas variables, a largo plazo no sucede lo mismo si los recursos se sitúan por encima del umbral de malnutrición. Además, cuestiona la idea que la mayor disponibilidad de alimentos fuese un factor necesario para el descenso de la mortalidad, especialmente la de origen infeccioso. Entre los argumentos que menciona destacan:

- 1) En Europa, durante el siglo XVIII, la producción agraria en épocas de normalidad era suficiente para asegurar la supervivencia de la población, observándose escasa o nula correspondencia entre nivel de alimentación y mortalidad. Cuando la nutrición era insuficiente, las poblaciones poseían un cierto grado de adaptabilidad al "estrés nutritivo", que les permitía superar el antagonismo entre carestía y supervivencia. Si el "estrés nutritivo" se mantenía o era muy intenso, el efecto era directo, de muerte por inanición, sin el paso intermedio por un proceso infeccioso.
- 2) Los mecanismos que relacionaban demografía y alimentación eran complejos, al intervenir variables como la nupcialidad y la natalidad. En este sentido, contraponen la experiencia inglesa, o sistema de baja presión demográfica, donde el crecimiento estaba regulado por la nupcialidad y la natalidad, que actuaban como mecanismos de ajuste entre economía y población<sup>26</sup>; con la experiencia francesa, o sistema de alta presión, donde el equilibrio se ejecutaba por la vía de la mortalidad, ya que unas reglas matrimoniales más rígidas dificultaban que las pautas nupciales pudieran adecuarse a las fluctuaciones económicas.
- 3) La malnutrición estaba asociada con otros factores que incidían en la aparición y en la difusión de las infecciones, como la pobreza, el nivel educativo o las condiciones higiénicas, siendo difícil cuantificar la influencia real de cada variable. En este sentido, plantea el interrogante de hasta qué punto el aumento de las enfermedades infecciosas ligadas a periodos de carestías era consecuencia de una peor nutrición, o bien eran sus repercusiones sociales las que propiciaban el contagio; es decir, "el surgimiento de una epidemia podía ser la consecuencia más social que bionatural de la carestía" (M. Livi-Bacci, 1988, *op. cit.* p. 81).

---

<sup>24</sup> Ambiente entendido como el conjunto de condiciones naturales y culturales susceptibles de incidir sobre los organismos vivos y las actividades humanas.

<sup>25</sup> M. Livi-Bacci (1988: *Ensayo sobre la historia demográfica europea. Población y alimentación en Europa*)

<sup>26</sup> Wrigley et al (1997: *op. cit.*)

Esos argumentos no significan que M. Livi-Bacci desdeñe el papel de la alimentación, sino que relativiza su importancia al considerar que sólo se manifiesta de forma clara por debajo de un determinado umbral. En cierto sentido, es como si la mortalidad adquiriese un papel exógeno, desplazando la relevancia demográfica de la producción y de la distribución de los recursos hacia su función de freno o estímulo al matrimonio y a la formación de familias: como afirma este autor es un "regreso a Malthus, pero por otros caminos"

Las investigaciones más recientes han mostrado que es la sinergia de una pluralidad de factores la que determina las condiciones de supervivencia en las distintas épocas<sup>27</sup>. Como veremos a continuación, en el esquema de la transición epidemiológica el descenso de la mortalidad en los países occidentales en los siglos XVIII y XIX estuvo más determinado social que médicamente, aunque ciertas intervenciones del ámbito asistencial y sanitario, especialmente en la segunda mitad del S. XIX, también se revelaron eficaces<sup>28</sup>. En este sentido, fueron influyentes factores personales, de estilos de vida, sociales y del entorno que, en combinación con prácticas marginales de salud, hicieron posible el descenso de la mortalidad. Entre esos factores se mencionan: a) las mejoras nutricionales que redujeron la mortalidad por inanición y aumentaron la resistencia del organismo a los contagios; b) los avances en la higiene individual, en la salubridad pública, y en las condiciones ambientales; c) la recesión ecológica de ciertas enfermedades; y d) el inicio del control de la fecundidad que redujo los riesgos reproductivos de niños y madres.

### 1.1.2 La teoría de la transición epidemiológica

La teoría de la transición epidemiológica constituye un paradigma a la hora de abordar las características, los determinantes y las consecuencias del descenso de la mortalidad. Esta teoría, elaborada básicamente desde la epidemiología, pretende superar algunas de las limitaciones de la teoría de la transición demográfica, desplazando el foco de interés al estudio de la mortalidad. Formulada a principios de los setenta por R. Omran<sup>29</sup>, ha estado sujeta a un proceso continuado de revisión con el fin de adaptarla a la experiencia reciente de los países occidentales y a la pluralidad de realidades que coexisten en el mundo.

El objetivo de esta teoría es explicar las transformaciones en los patrones de salud y de enfermedad durante el proceso de modernización de la sociedad, así como sus causas y sus

---

<sup>27</sup> R. Schofield y D. Reher (1991: *The decline of mortality in Europe*)

<sup>28</sup> Véase J. Bernabeu (1998: *Transición sanitaria y evolución de la medicina (diagnóstico, profilaxis y terapéutica) 1885-1942*)

<sup>29</sup> El concepto de transición epidemiológica fue desarrollado por R. Omran en un artículo de 1971 (*The Epidemiologic Transition. A Theory of the Epidemiology of Population Change*), aunque nos basamos en su revisión del año 1982 (*Epidemiologic Transition. Theory*)

consecuencias. El análisis de esos patrones permite distinguir tres grandes etapas en la historia de la humanidad. La *etapa de las pestes y las hambrunas* que se caracteriza por una elevada y fluctuante mortalidad, y la presencia de picos de mortalidad coincidiendo con años de epidemias, hambre, desastres naturales o guerras. En esta etapa, la esperanza de vida al nacer es baja y oscilante, en el rango de 20 a 40 años, con unas tasas de mortalidad infantil supera el 200 por mil. El patrón de mortalidad esta dominado por las enfermedades infecciosas y transmisibles, por las relacionadas con la malnutrición y por las reproductivas. Una fase de transición, o *etapa de descenso de las enfermedades infecciosas*, en la que crece la población por el desfase entre una mortalidad en declive, al reducirse la magnitud y la frecuencia de las epidemias, y una fecundidad aún elevada. Las expectativas de vida aumentan de los 30 a los 50 años, reduciéndose la incidencia de las enfermedades transmisibles, especialmente de la tuberculosis, y aumentando el peso relativo de las causas del aparato circulatorio y de los cánceres. Finalmente, la *etapa de las enfermedades degenerativas y de sociedad* en la que se estabiliza el descenso de la mortalidad, al alcanzarse una vida media de 70 años, tomando la fecundidad el relevo como determinante de los ritmos y de la intensidad del crecimiento demográfico. En este estadio aumenta la prevalencia de las causas del corazón, de las cerebrovasculares, de algunos cánceres, de la diabetes, de las enfermedades pulmonares y de los desordenes metabólicos. Junto a éstas, aparecen causas etiquetadas como de “sociedad” que incluyen, por un lado, los trastornos mentales y las drogodependencias y, por otro lado, causas externas como los accidentes laborales o los relacionados con el transporte. De ese proceso de transición epidemiológica los más beneficiados fueron los niños y las mujeres en edades reproductivas, produciéndose un paulatino desplazamiento de las defunciones de las edades infantiles y juveniles a las maduras y avanzadas.

La pluralidad de patrones, inicios, determinantes y consecuencias de la transición se traduce en la existencia de cuatro modelos transicionales<sup>30</sup>:

- 1) El *modelo clásico u Occidental* describe la transición en las sociedades occidentales en los últimos dos siglos y se adecua al esquema general en tres etapas. Mortalidad y fecundidad descendieron de forma gradual, como resultado de factores sociales, económicos y ambientales, influyendo también las mejoras nutricionales y los hábitos de salud. La contribución de los avances médicos fue inicialmente poco significativa, circunscribiéndose a los periodos más recientes.
- 2) La *variante acelerada del modelo clásico* se corresponde con la experiencia del Japón, de la Europa del Este y de Rusia, y sus características son la mayor rapidez y concentración del proceso y el papel más importante de los avances sanitarios y médicos, en combinación con las mejoras sociales.
- 3) El *modelo retrasado* (“delayed”) resume la trayectoria de la mayoría de los países del Tercer Mundo a partir de la Segunda Guerra Mundial. Su dinámica se caracteriza por una drástica caída de la mortandad y por la persistencia de una alta fecundidad. La

---

<sup>30</sup> El artículo de 1971 recogía tres modelos: el occidental, el acelerado, y el tardío o contemporáneo.



reducción de la mortalidad fue propiciada por factores externos como los programas internacionales de prevención y de asistencia nutricional y maternal, que permitieron, en un primer momento, una mejora significativa de la esperanza de vida, de 40 a 55 años. Las variables endógenas, ligadas al desarrollo social y económico, tuvieron menos incidencia, lo que explicaría la ralentización en el declive de la mortalidad y el mantenimiento de un régimen de alta fecundidad.

- 4) La *variante transicional del modelo retrasado* recoge la experiencia de algunos países en vías de desarrollo, como Taiwán, Corea del Sur y, probablemente, China. A diferencia del modelo anterior, presenta un menor desfase entre el descenso de la mortalidad y de la fecundidad, y una mayor constancia en la reducción de ambas.

La visión lineal, unidireccional y eurocéntrica de las primeras formulaciones de la teoría de la transición epidemiológica ha sido uno de los principales objetos de crítica<sup>31</sup>. La transición se configura como un proceso lineal, de tránsito entre diferentes fases por las que tienen que pasar todos los países en su proceso de modernización no sólo demográfico sino social y económico, siendo las diferencias de cronología, de ritmo y de determinantes lo que caracteriza los diversos modelos transicionales. La experiencia europea se configura, por tanto, como el paradigma con el que comparar el resto de contextos, que son analizados en términos de retraso o desfase en relación con ese "modelo clásico". No obstante, esa visión de la historia no recoge la pluralidad y complejidad de los procesos reales, ni permite captar aquellos contextos cambiantes que no se ajustan a una trayectoria unidireccional<sup>32</sup>. La óptica "eurocentrista" del artículo de 1971 fue matizada una década más tarde por el propio Omran: "debido a que las dinámicas de la transición en los países occidentales estuvieron muy relacionadas con las características únicas de la revolución social e industrial en el Oeste, la experiencia de ese modelo no es automáticamente transferible a los países menos desarrollados" (R. Omran; 1982; op. cit.: p. 174).

La realidad de América Latina y de los países de la Europa del Este ha revelado que no sólo hay diferencias en los modelos transicionales sino también en el propio proceso. Los estudios sobre países de ingresos medios han constatado la existencia de solapamientos entre las diferentes fases de la transición, llegando a producirse movimientos de reflujo, que son verdaderas contratransiciones. La mortalidad en esos países presenta un rasgo no considerado por la teoría de la transición epidemiológica: su heterogeneidad en el seno de una misma sociedad<sup>33</sup>. Algunos países experimentan una transición dilatada en la que se entremezclan las causas infecciosas con las crónico-degenerativas y de "sociedad"; otros se caracterizan por una transición polarizada en la que las clases más pudientes han finalizado, o están a punto de finalizar, el proceso, mientras que en amplias capas populares el peso de las causas tradicionales es aún muy elevado<sup>34</sup>.

<sup>31</sup> J. Frenk (1997: *Transiciones: vidas, instituciones, ideas*)

<sup>32</sup> G. Caselli et al (2000: *Epidemiologic transition theory exceptions*)

<sup>33</sup> J. Frenk et al (1991b: *Health transition in middle-income countries: New challenges for health care*)

<sup>34</sup> J. Sepúlveda y H. Gómez (1998: *Origen, rumbo y destino de la transición en salud en México y América Latina*)

La teoría de la transición epidemiológica se formuló en un periodo de ralentización en la esperanza de vida de los países occidentales pioneros en el descenso de la mortalidad<sup>35</sup>. Por ejemplo, en los Estados Unidos la vida media de los hombres aumentó un 7 por ciento en los años cuarenta, un 2 por ciento en los años cincuenta, y sólo un 0,6 por ciento en la década de los sesenta. Esa evolución provocó que se considerase que la transición de la mortalidad estaba a punto de concluir, fijándose un patrón dominado por las enfermedades crónicas y degenerativas que se mantendría estable largo periodo de tiempo, dificultando el logro de nuevos avances. No obstante, en la década de los setenta se asistió a un significativo avance en la supervivencia de la población, con un aumento de las expectativas de vida de los hombres estadounidenses de 4,2 años. Ante esa tendencia, algunos autores postularon que las sociedades desarrolladas estaban accediendo a un nuevo estadio de la transición. Esa nueva fase fue denominada por S. Olshansky y B. Ault<sup>36</sup> como la *de las enfermedades degenerativas en edades avanzadas* y por R. G. Rogers y R. Hackenberg<sup>37</sup> como una *fase híbrida*. Los primeros pusieron el énfasis en el desplazamiento del patrón de mortalidad por edad, mientras que los segundos se centraron en aspectos relacionados con el impacto de los comportamientos sobre los riesgos de morir. Ambos enfoques no son excluyentes, ya que se centran en diferentes aspectos de ese nuevo estadio: por un lado, determinantes a nivel micro, como los estilos de vida de los distintos grupos sociales; por otro, determinantes a nivel macro, como los servicios sanitarios y los programas de salud pública<sup>38</sup>.

La descripción de R. G. Rogers y R. Hackenberg parte de dos proposiciones de la transición epidemiológica: la primera, que el descenso de las enfermedades infecciosas no supuso su completa erradicación; la segunda, que se mantuvieron importantes diferenciales de mortalidad entre subgrupos poblacionales. Esos autores enfatizan una serie de aspectos que no fueron considerados inicialmente en su justa medida: a) la interacción entre las enfermedades crónicas y las infecciosas podía ocasionar un aumento de estas últimas por el predominio de condiciones de salud crónicas debido al envejecimiento de la población; b) la relevancia de determinadas patologías extrínsecas como los accidentes, los suicidios y los homicidios; c) el papel crítico de los comportamientos individuales sobre el estado de salud, y d) los efectos negativos asociados a una combinación de factores del comportamiento y de determinadas disfunciones en el plano social y económico. El aspecto central de su formulación es la influencia de los estilos de vida y de determinadas patologías sociales sobre el estado de salud de los individuos. En este sentido, la adopción de hábitos más saludables por parte de algunos grupos propició una reducción de las enfermedades del

---

<sup>35</sup> Y. Perón (1983: *Tendances recentes de la morbidité et de la mortalité à l'âge adulte dans les pays développés*)

<sup>36</sup> S. J. Olshansky y B. Ault (1986: *The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases*)

<sup>37</sup> R. G. Rogers y R. Hackenberg (1987: *Extending epidemiologic transition theory*)

<sup>38</sup> S. Bah y F. Rajulton (1991: *Has Canadian Mortality Entered the Fourth Stage of the Epidemiologic Transition?*)

aparato circulatorio y de determinados cánceres, al tiempo que limitó la incidencia de algunas las principales causas de sociedad.

La formulación de S.J. Olshansky y B. Ault toma como punto de partida los cambios acaecidos en los patrones de mortalidad en los Estados Unidos durante los años setenta, y más concretamente la reducción de un 25 por ciento en las tasas de mortalidad por causas del aparato circulatorio en las edades adultas y avanzadas. En su opinión, la magnitud y las implicaciones de ese descenso fueron tales que permiten hablar de una nueva fase de la transición que se caracteriza por: a) un rápido descenso de las tasas de mortalidad en las edades avanzadas y a un ritmo similar en ambos sexos; b) el patrón de morbilidad permanece relativamente constante pero las causas degenerativas se trasladan a edades más avanzadas; y, c) las ganancias de esperanza de vida se concentran cada vez más en la población anciana. Las causas que desencadenaron el proceso en los Estados Unidos estuvieron en gran medida relacionadas con efectos del propio descenso de la mortalidad. El envejecimiento de la población provocó la aparición de un nuevo segmento de población cada vez más numeroso, con unas necesidades y unas demandas de salud específicas. La reducción de la natalidad, de los riesgos reproductivos y de la mortalidad en los primeros años de vida permitió reorientar el sistema de salud hacia las enfermedades crónicas y degenerativas, favorecido además por la aparición de nuevos diagnósticos y tratamientos. Estos aspectos se vieron potenciados por la implementación de una serie de programas de prevención a escala federal y por la adopción de estilos de vida más saludables por parte de determinados grupos sociales lo que propició una reducción de algunos de los principales factores de riesgo de las enfermedades crónico-degenerativas.

La evolución reciente de la morbilidad presenta un aspecto novedoso que ha sido objeto de una especial atención en los últimos años: el aumento de la incidencia de las enfermedades infecciosas<sup>39</sup>. Ese fenómeno incluye tanto el rebrote de enfermedades de cariz tradicional (malaria, neumonía o tuberculosis), como la aparición de nuevas patologías (SIDA o la hepatitis tipo C). El predominio del paradigma de la transición epidemiológica, que postulaba el descenso de esas enfermedades, dificultó inicialmente la toma de conciencia de su impacto sobre la salud de la población y sobre los sistemas sanitarios<sup>40</sup>.

---

<sup>39</sup> A. Vaguet (2000: *Maladies émergentes et reviviscentes*)

<sup>40</sup> Una cuestión que se plantea es si ese aumento es el signo de una nueva fase de la transición epidemiológica, o bien el de la reemergencia de rasgos propios de la primera fase. Los partidarios de esta última visión argumentan sus razones a partir de dos postulados: por un lado, la relación evolutiva y cambiante a lo largo de la historia entre microbios y humanos; por otro, la escala temporal de medición. En una escala humana, de 50 a 100 años, el descenso de la mortalidad se configura como continuo e irreversible. Por el contrario, en una escala evolutiva, de miles de años, la interacción es más compleja, fluctuando las tasas en periodos largos de ascenso y descenso. La otra visión sostiene que el reciente aumento de las causas infecciosas responde a factores y mecanismos nuevos y específicos. Entre esos factores destacan los mayores efectivos de población con déficits o carencias inmunológicas, debido al envejecimiento poblacional, al impacto del SIDA, o a los efectos de ciertos tratamientos médicos, como la quimioterapia. Además, algunas de esas enfermedades surgen como resultado de la propia acción humana, y presentan formas de transmisión e inciden sobre segmentos y grupos diferentes de los tradicionales. Algunos autores consideran el rebrote de

A la luz de esas nuevas tendencias, en un reciente artículo R. Omran añade una nueva fase a su teoría inicial de la transición epidemiológica, que etiqueta como la etapa de *descenso de la mortalidad cardiovascular, del envejecimiento, de los cambios en los estilos de vida, y de la emergencia de las enfermedades infecciosas*<sup>41</sup>. El elemento central es la reducción de las enfermedades del aparato circulatorio, enlazando con los postulados de Olshansky y Ault, pero introduce el papel de los estilos de vida y de las patologías sociales, recogiendo así las aportaciones de Rogers y Hackenberg. El envejecimiento pasa a ubicarse como un atributo definitorio de esta fase, considerando la interrelación que se establece entre los cambios en la estructura de la población y los patrones de morbilidad<sup>42</sup>. Finalmente, retoma la idea de que, incluso en las sociedades más avanzadas, la transición no ha conllevado la erradicación de las enfermedades de tipo infeccioso. Este autor plantea la posible existencia de una etapa ulterior, que denomina *de aspiración de calidad de vida con longevidad y persistencia de desigualdades*, en la que los logros humanos en el control de las enfermedades, en la promoción de la salud y en la prolongación de la vida sana, en un contexto de incremento de la longevidad, se verán acompañadas de un aumento de las disparidades entre personas a causa de una polarización socioeconómica tanto en el seno de los países como en el ámbito internacional entre los diferentes estados (Gráfico 1.2)

Un conjunto de críticas a la TTE hacen referencia a la dificultad conceptual de determinar la composición del patrón epidemiológico que define cada una de las etapas de la transición<sup>43</sup>, lo que a su vez condiciona los ritmos y las fases de la transición. Si bien existe un consenso generalizado sobre las enfermedades que caracterizan las primeras fases, no sucede lo mismo respecto de las últimas, en las que se utiliza una pluralidad de términos para definir las: *enfermedades degenerativas y producidas por el hombre, enfermedades no infecciosas y accidentes, enfermedades de civilización o de riqueza...* que adolecen de base científica<sup>44</sup>. Por este motivo, J.M. Robine considera imprescindible realizar una profunda reconsideración de las etapas de la transición, ya que si las dos primeras se caracterizan por

---

las enfermedades infecciosas como otro elemento más de la cuarta fase de la transición epidemiológica (S. J. Olshansky et al: 1998: *Emerging infectious diseases: the fifth stage of the epidemiologic transition?*)

<sup>41</sup> Esta revisión recoge algunas de las críticas que se habían formulado a los primeros planteamientos de la TTE, ampliando los modelos transicionales y considerando la diversidad de experiencias a escala mundial, aunque mantiene dos postulados cuestionados. Por un lado, la fecundidad sigue considerándose un elemento caracterizador de los modelos transicionales, más que un mecanismo de la propia transición. Por otro, sostiene que el marco de la transición epidemiológica es válido para analizar el impacto de los cambios demográficos, sociales, económicos, tecnológicos y ambientales sobre la salud, ya que categorizar esas transformaciones bajo el concepto de transición sanitaria resulta confuso, pues la salud es una variable dependiente de la epidemiología, y no al revés (R. Omran: 1998: *The epidemiologic transition theory revisited thirty years later*)

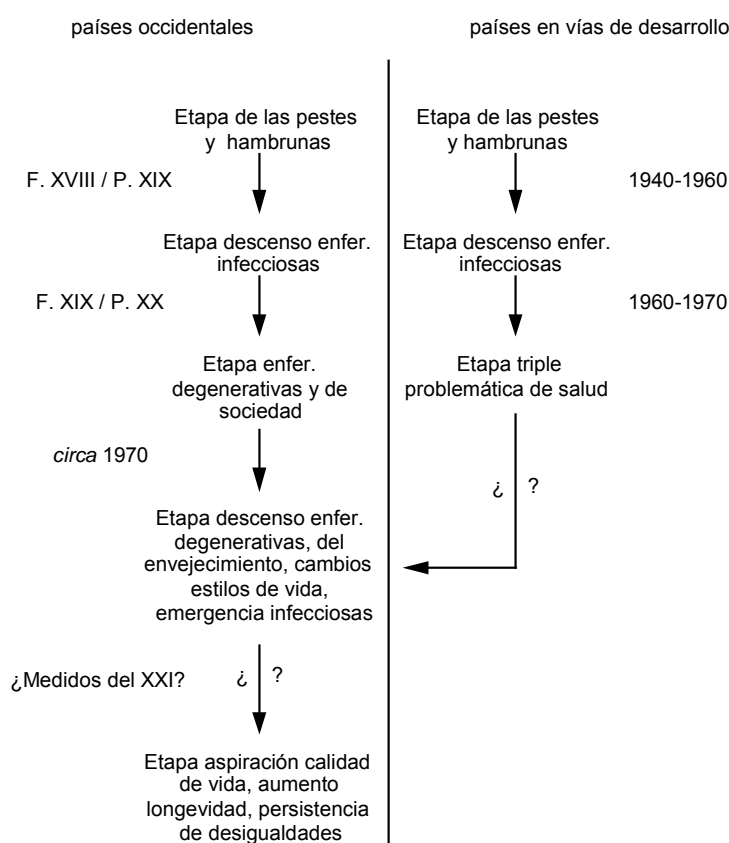
<sup>42</sup> Diversos autores han enfatizado el impacto del envejecimiento, de la transición en la edad de la muerte, como factor del cambio en el patrón epidemiológico, ya que cada vez una mayor proporción de los miembros de cada cohorte alcanza edades en las que la incidencia de las enfermedades crónicas y degenerativas es mayor (J. C. Riley y G. Alter: 1990: *The epidemiologic transition and morbidity*)

<sup>43</sup> Mackenbach (1994: *The epidemiologic transition theory*)

<sup>44</sup> E. Robles et al (1996: *Transición sanitaria en España de 1900 a 1990*)

patrones epidemiológicos claramente definidos, en las posteriores son más difusos, lo que dificulta establecer el instante en que se produce el paso de la segunda a la tercera y, especialmente, entre ésta y la cuarta etapa<sup>45</sup>. Esa dificultad se debe, por un lado, a que la estructura de las causas de muerte se modifica en el transcurso del tiempo de forma más o menos continua, y, por otro lado, a que la diferencia entre la tercera y la cuarta fase es básicamente el resultado de un desplazamiento a edades más avanzadas de las ganancias de vida. Por consiguiente, considera más correcto englobar ambas fases en una única etapa, que denomina de *conquista de la extensión de la vida*, cuyo rasgo distintivo sería que el descenso de la mortalidad no ha comportado una concentración de las duraciones de la vida, siendo los límites de la vida más abiertos de lo que se creía.

Gráfico 1.2: Etapas de la transición epidemiológica según Omran

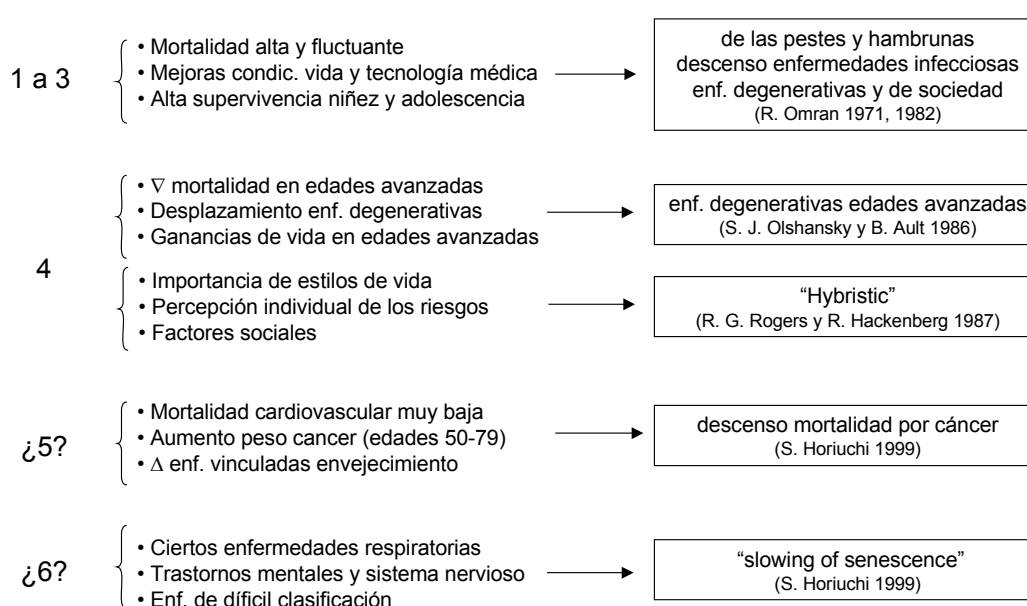


Fuente: Elaboración propia a partir de R. Omran (1998: *op. cit.*)

<sup>45</sup> J. M. Robine (2001: *Redéfinir les phases de la transition épidémiologique à travers l'étude de la dispersion des durées de vie: le cas de la France*)

Por su parte, F. Meslé y J. Vallin<sup>46</sup>, a partir de una revisión de esta teoría, sintetizan la evolución de la mortalidad en dos únicos estadios. El primero, de acuerdo con los postulados de R. Omran, se corresponde con aquella etapa en la que el aumento de la supervivencia se sustentó básicamente en el colapso de las enfermedades infecciosas, con el consiguiente incremento de la prevalencia de las crónicas. El fin de esa primera etapa lo enlazan con una segunda fase caracterizada por el descenso de las enfermedades cardiovasculares, que pasan a constituir el principal factor de incremento de las expectativas de vida de la población durante el segundo estadio de la transición, que definen bajo el término de “revolución cardiovascular”.

Gráfico 1.3: Etapas de la transición epidemiológica



Fuente: elaboración a partir de distintos autores.

La reducción de la mortalidad por causas del aparato circulatorio y el desplazamiento de la edad de la defunción han ido centrando el interés en aquellas causas que van adquiriendo protagonismo en el patrón de morbilidad, pues de su evolución dependerán las mejoras futuras tanto de cantidad como de calidad de vida. En este sentido, S. Hourichi<sup>47</sup> postula que los avances en la esperanza de vida han sido el fruto de la reducción sucesiva de las enfermedades que en cada periodo dominaban la estructura interna de la mortalidad, aunque durante ese proceso se pueden producir fenómenos de superposición de etapas y periodos

<sup>46</sup> F. Meslé y J. Vallin (2002: *La transition sanitaire: tendances et perspectives*)

<sup>47</sup> S. Horiuchi (1999: *Epidemiological Transitions in Human History*)

de freno o de incremento de la mortalidad, tal como sucedió en los países occidentales en los albores de la industrialización y, posteriormente, en las sociedades del bienestar a raíz de la adopción de determinados estilos de vida no saludables. Si la “revolución cardiovascular” ha sido en las últimas décadas, y lo es todavía, el elemento sobre el que se sustentan las ganancias de años de vida, el próximo salto tendrá como motor la reducción de los tumores entre los 50 y los 80 años. Si bien algunos, como el de estómago, se han reducido a largo del siglo XX debido a las mejoras higiénicas y a la tecnología médica, otros relacionados con el comportamiento individual y el entorno ambiental han aumentado su incidencia, presentando hoy en día una tendencia sostenida. En su opinión, lograr el control del cáncer requerirá tanto de avances claves en la investigación oncológica y el tratamiento de la enfermedad, como de una reducción de los factores de riesgo. Además, este autor menciona tres elementos que arrojan una incertidumbre sobre la evolución futura de la mortalidad: a) la emergencia o reemergencia de las enfermedades infecciosas; b) los factores ligados a la contaminación y al deterioro medioambiental; y, c) la incidencia de determinadas causas de muerte, como las violentas o las relacionadas con la adicción a sustancias nocivas, en los grupos sociales menos favorecidos. Más allá, una vez se alcanzasen bajas tasas de mortalidad por tumores y enfermedades cardiovasculares emergería un nuevo patrón concentrado en las edades muy avanzadas y dominado por algunas enfermedades del aparato respiratorio (neumonías, bronquitis...), por las mentales y del sistema nervioso, y por enfermedades de difícil clasificación por la multiplicidad de factores que intervienen en la muerte en estas edades. Entonces, la cuestión sería hasta qué punto puede frenarse el deterioro del organismo, desplazando aún más la edad de la defunción, lo que constituiría según este autor la etapa final de la transición, “*slowing of senescence*”.

### 1.1.3 La teoría de la transición sanitaria

La teoría de la transición sanitaria, o transición de la salud, pretende constituirse en un marco amplio y generalizable para explicar las transformaciones en el estado de salud de las poblaciones, que supere la mera descripción de la evolución a largo plazo de los patrones de morbimortalidad, para incluir el conjunto de transformaciones que se producen tanto en las condiciones de salud como en las respuestas culturales, sociales y políticas que se articulan para hacerles frente<sup>48</sup>. Este concepto fue formulado por primera vez por M. Lerner a principios de los años setenta como una noción más amplia que incluía las concepciones y las conductas sociales como aspectos determinantes de las condiciones de salud<sup>49</sup>.

---

<sup>48</sup> Caldwell, J. C. (1990: *Introductory thoughts on health transition*)

<sup>49</sup> M. Lerner (1973: *Modernization and health: a model of the health transition*)

La formulación más desarrollada es la de J. Frenk *et al* que, a partir de una definición previa del concepto de transición sanitaria, sistematizan sus principales componentes<sup>50</sup>. En su opinión, ese concepto era ambiguo debido a la diversidad de significados que se le habían otorgado. La primera confusión estribaba en considerar la transición como un periodo, segmentado en etapas, con un principio y un fin, en vez de un proceso dinámico, en el que los patrones de salud se modifican como consecuencia de cambios demográficos, culturales, socioeconómicos, médicos... La segunda confusión derivaba del intercambio entre los términos transición epidemiológica y transición sanitaria. El estudio de la salud de la población debía abarcar dos objetos: las condiciones de salud de la población y la respuesta social a dichas condiciones. La descripción que se realiza a continuación se centra en el primero de esos objetos<sup>51</sup> a partir de tres aspectos: sus determinantes, sus mecanismos, y sus consecuencias y retos.

El análisis de los determinantes de la transición se aborda desde una perspectiva integral y multidisciplinar, pues es un mecanismo multicausal el que determina el estado de salud de las poblaciones. En el esquema que proponen se establece una jerarquía en la que los niveles más altos imponen límites de variación a los más bajos, aunque también se produce un proceso de retroalimentación, ya que una alteración significativa de la salud o de las condiciones de vida de la población puede modificar los mecanismos de distribución de los recursos o los niveles de riqueza. Los dos primeros niveles hacen referencia a los determinantes básicos y estructurales de la salud. Entre los primeros se incluye la población (tamaño, estructura, distribución) y el medio ambiente (altitud, clima, recursos naturales...), así como los mecanismos primarios de relación entre ambos. Esos mecanismos son la organización social (estructura económica, instituciones, tecnología e ideología y cultura), a través de la cual se transforma el entorno ambiental, y el genoma, que modifica la composición de las poblaciones en respuesta a los cambios del ambiente. Esos factores condicionan un segundo nivel, de tipo estructural, que comprende la riqueza disponible, la estratificación social, la estructura ocupacional y los instrumentos de redistribución. En la relación entre esos dos primeros niveles y el estado de salud de los individuos intervienen una serie de determinantes próximos que hacen referencia tanto a las condiciones de trabajo y de vida de los individuos, como a los estilos de vida y al sistema de salud, entendido como la respuesta social organizada al contexto de salud imperante.

En este esquema de relaciones jerárquicas y múltiples, la noción de riesgo, equivalente a probabilidad de perder la salud, juega un papel central, ya que cada población y cada grupo social está sometido a unos riesgos específicos. En los últimos años, diversos informes internacionales han intentado realizar una aproximación a los principales factores de riesgo que determinan la carga de mortalidad y morbilidad en las distintas regiones del mundo como paso previo para la adopción e implementación de medidas de salud pública. En el informe

---

<sup>50</sup> J. Frenk *et al* (1991: *Elements for a theory of the health transition*)

<sup>51</sup> Para una descripción de los mecanismos de respuesta social, o transición de la atención sanitaria, véase J. Frenk (1994: *La salud de la población. Hacia una nueva salud pública*)



de la Organización Mundial de la Salud del año 2002<sup>52</sup> se realiza una estimación de aquellas defunciones que pueden ser atribuibles a la exposición anterior a determinados factores de riesgo. En los países desarrollados el 38,2 por ciento de esas defunciones se atribuyen a la tensión arterial y al colesterol, el 16,9 por ciento a la obesidad y a la inactividad física, el 18 por ciento al consumo de tabaco y el 4 por ciento al de alcohol. En los países en vías de desarrollo, con altos niveles de mortalidad, el 21,2 por ciento a factores relacionados con la desnutrición infantil y materna, el 11 por ciento a riesgos ambientales, el 10 por ciento a prácticas sexuales de riesgo, y el 6,3 por ciento al consumo de tabaco y alcohol. En una situación intermedia se sitúan los países en vías de desarrollo de baja mortalidad en los que todavía tienen un peso significativo los factores relacionados con la nutrición infantil (3 por ciento) o los ambientales (5 por ciento), pero en los que van adquiriendo protagonismo los asociados a cambios en la dieta, el sedentarismo y el consumo de sustancias adictivas. Por su parte, EUROSTAT ofrece para los países de la UE-15 una batería de datos sobre algunos de los principales factores de riesgo para la salud, como los relacionados con los modos de vida (alimentación, actividad física, tabaquismo, alcoholismo), con el entorno ambiental, con las condiciones de trabajo y el transporte, y con el sistema sociosanitario (recursos, utilización...) <sup>53</sup>.

La introducción de la noción de riesgo ha permitido clarificar el análisis de las dinámicas de salud y comprender cómo actúan los determinantes básicos y estructurales sobre la salud de los individuos. Las condiciones y los estilos de vida devienen fundamentales: los primeros reflejan la situación objetiva a la que están sometidos los diferentes grupos sociales, determinando los riesgos sociales; los segundos hacen referencia a la manera en que esos grupos traducen su situación objetiva en pautas de conducta, derivando en los riesgos conductuales.

En relación con los mecanismos de la transición estos autores consideran tres grandes cambios, tres subtransiciones, que actúan a largo plazo (Gráfico 1.4):

- 1) Una transición demográfica. El descenso de la fecundidad implica el paso de contexto de predominio de los factores naturales y biológicos a otro donde adquieren relevancia las decisiones individuales. La propia transición provoca un creciente envejecimiento de la población que se traduce en un aumento del número de personas expuestas a padecer enfermedades no transmisibles, como las cardiovasculares o el cáncer.
- 2) Una transición de riesgos. Esta transición está imbricada en el proceso general de modernización de la sociedad e incluye cinco aspectos básicos: la industrialización, la urbanización, el aumento de la educación, sobretodo de las mujeres, la mayor participación e integración en el mercado laboral institucionalizado de la mujer, y los cambios en el entorno medioambiental. Estas tendencias, identificadas como signo de progreso, desempeñan un doble papel: por un lado reducen las causas infecciosas y las reproductivas; por otro lado, generan un aumento de las "enfermedades sociales",

---

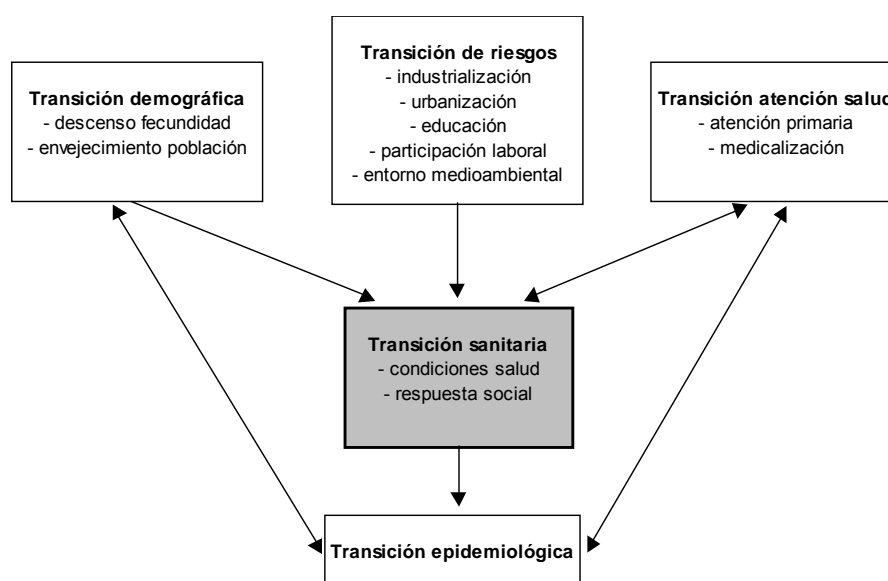
<sup>52</sup> OMS (2002: *Informe sobre la salud en el mundo 2002. Reducir los riesgos y promover una vida sana*)

<sup>53</sup> EUROSTAT (2003: *Statistiques de la santé. Chiffres clés sur la santé 2002*)

debido a deficiencias en los modos de industrialización, urbanización y consumo que se reflejan, entre otros, en problemas asociados a la contaminación ambiental, a los accidentes laborales y de tráfico, a las patologías mentales y al consumo de sustancias nocivas, o a los derivados de pautas alimenticias poco saludables.

- 3) Una transición en la atención de la salud. Los avances en la organización, equidad y calidad en los servicios de salud han incrementado las posibilidades de curación y en el caso de las enfermedades crónicas han alargado su duración media. Esos avances se han ido articulando en función de dos ejes: por un lado, la progresiva implantación de programas de atención primaria en salud comunitaria y, por otro lado, una creciente medicalización y tecnificación de la atención sanitaria.

Gráfico 1.4: Elementos de la transición sanitaria



Fuente: elaboración propia.

La sinergia entre estas tres transiciones ha ido modificando los perfiles epidemiológicos de las poblaciones: a) las enfermedades infecciosas y contagiosas han sido sustituidas por las crónicas, degenerativas y de sociedad; b) la morbilidad se ha desplazado de las edades más jóvenes a las más avanzadas; y, c) el contexto de salud de las poblaciones, que tradicionalmente estaba dominado por la mortalidad, ha sido reemplazado otro en el que la morbilidad es la fuerza predominante<sup>54</sup>.

<sup>54</sup> Los perfiles de mortalidad y de morbilidad de las poblaciones occidentales son más diferentes que en épocas pasadas, ya que los patrones de morbilidad no reflejan necesariamente las condiciones que desembocan en la mortalidad. En este sentido, el estudio de la mortalidad, como indicador de las condiciones de salud de las poblaciones, debe complementarse con el análisis de la incidencia y la composición del cuadro de enfermedades, aunque dicho análisis se encuentra limitado por la disponibilidad de estadísticas fiables de morbilidad hasta el periodo más reciente.

## 1.2 Las cuestiones de futuro: cantidad y calidad de años de vida

La senda de descenso de la mortalidad en las edades avanzadas, en contraposición a la estabilidad de los años sesenta, ha provocado que se replantee el papel de la mortalidad en la dinámica demográfica futura<sup>55</sup>. El debate se centra en las consecuencias que se derivarían de la simultaneidad entre ganancias de vida en las edades avanzadas y paulatina llegada a esas edades de las generaciones nacidas después de la Segunda Guerra Mundial. Las cuestiones planteadas tienen que ver con el grado de envejecimiento de las poblaciones y con sus repercusiones sociales y económicas. Por tanto, una primera cuestión es cuál puede ser la evolución de las tasas de mortalidad en las edades avanzadas y los niveles de esperanza de vida futura. Obviamente, las implicaciones de ese proceso, especialmente en su vertiente asistencial y sociosanitaria, no dependerán sólo de los efectivos de población anciana, sino también de sus condiciones de salud. En este sentido se plantea, como segunda cuestión, si el descenso de la mortalidad irá acompañado o no de una disminución de la morbilidad y la discapacidad. Si la respuesta es afirmativa, una parte de los efectos del envejecimiento se verían compensados por la mejora, o como mínimo el no deterioro, en la salud de los ancianos. En caso contrario, la presión sobre los recursos aún será mayor, al aumentar no sólo su efectivo, sino también el conjunto de años que vivirán enfermos y/o discapacitados. Las cuestiones hacen referencia, por tanto, a la cantidad y a la calidad de los años de vida.

El debate sobre el futuro de la esperanza de vida se enmarca en la controversia más amplia sobre los límites de la longevidad humana, entendida no como la experiencia concreta de un individuo sino como la duración máxima de la vida poblaciones. Algunos autores consideran que sólo una pequeña parte de los efectivos de cada generación sobrevivirá a edades muy avanzadas, por encima de los 100 años, mientras que el grueso de la cohorte no alcanzará esos umbrales. Esto provoca que, a escala poblaciones, la esperanza de vida tenga un límite difícilmente franqueable, que cifran en torno de los 85 años. Los artículos de J. Fries formulan la idea de una rectangularización de la curva de los supervivientes, al permanecer bajas las tasas de mortalidad hasta una cierta edad (componente horizontal del rectángulo) y producirse una compresión de la edad a la defunción (componente vertical del rectángulo)<sup>56</sup>. Esa hipótesis se asienta sobre dos postulados: la presencia de un límite a la esperanza de vida y la concentración de las defunciones entorno de ese límite.

El límite de 85 años concuerda con los resultados obtenidos por B. Benjamin (81,3 años en los hombres y 87,1 en las mujeres) bajo el supuesto de supresión de las causas de

---

<sup>55</sup> Véase por ejemplo S. J. Olshansky (1988: *On forecasting mortality*)

<sup>56</sup> J. Fries (1980: *Aging, natural death and the compresión of morbidity*, 1989: *The compresión of morbidity: near or far?*)

muerte exógenas<sup>57</sup>. Las aproximaciones basadas en la categorización previa de las enfermedades en exógenas y endógenas, al considerar que la capacidad de intervención sobre las primeras es mayor, presentan una serie de limitaciones: en primer lugar, la distinción es compleja pues en los procesos de morbilidad inciden multiplicidad de factores; b) esas categorías no son inmutables ya que depende del propio progreso en el conocimiento científico. El ejemplo más significativo lo constituye el pionero trabajo de principios de los años cincuenta de Bourgeois-Pichat en el que se establecía una esperanza de vida límite de 76,3 años en los hombres y de 78,2 años en las mujeres, bajo el supuesto de eliminación de las causas exógenas<sup>58</sup>. Esos umbrales, a todas luces superados<sup>59</sup>, derivan de la división que, a partir de los conocimientos de la época, realizó entre mortalidad exógena y endógena, al considerar las cardiovasculares y el cáncer como causas endógenas, cuando están muy relacionadas con los hábitos y estilos de vida.

Para superar esa limitación, S.J. Olshansky *et al* utilizaron un enfoque distinto que, en primer lugar, analizan cuál debería ser el porcentaje de reducción de determinadas causas de muerte para lograr incrementos significativos de la esperanza de vida, y, a continuación, cuantifican si es previsible o no que se produzca dicho descenso<sup>60</sup>. En su estudio aplicaron ese método a los datos de Estados Unidos para mostrar que la supresión de la mortalidad por causas del aparato circulatorio, diabetes y tumores a partir de los 50 años elevaría la vida media poblaciones hasta los 90 años<sup>61</sup>. La hipótesis de supresión era improbable con la tecnología médica existente y, por tanto, consideraron que la esperanza de vida difícilmente podría superar los 85 años, o los 35 años a la edad 50, a menos que se produjesen avances significativos en el control de los procesos que afectan al envejecimiento del organismo<sup>62</sup>.

En el extremo opuesto, otros investigadores, como el biólogo R. Walford<sup>63</sup>, consideran que si bien en los próximos decenios la esperanza de vida se acercará al límite actual de la vida humana, posteriormente los progresos en genética y biotecnología permitirán superar dicho límite, propiciando un nuevo incremento en la longevidad humana, que catapultará la esperanza de vida hasta situarse entorno de los 150 años a finales del siglo XXI. Sin llegar a esos límites, la propia evolución de la supervivencia en edades avanzadas señalaría que resulta muy pesimista situar el máximo de esperanza de vida en la frontera de los 85 años.

---

<sup>57</sup> B. Benjamín (1982: *The Span of Life*)

<sup>58</sup> J. Bourgeois-Pichat (1952: *Essai sur la mortalité biologique de l'homme*)

<sup>59</sup> Los cocientes de mortalidad femeninos alrededor de la edad 60 de las tablas de mortalidad españolas de mediados de los años setenta eran ya inferiores a los de J. Bourgeois-Pichat.

<sup>60</sup> S. J. Olshansky et al (1990: *In search of Methuselah: Estimating the Upper Limits to Human Longevity*)

<sup>61</sup> Se centran en la mortalidad a partir de los 50 años, ya que en el hipotético caso de mortalidad nula por debajo de esa edad la ganancia de vida media suplementaria sería tan sólo de 4 años.

<sup>62</sup> Similar opinión sostienen A. Coale y G. Guo (1991: *Utilización de nuevas tablas modelo de mortalidad para tasas de mortalidad muy bajas en proyecciones demográficas*)

<sup>63</sup> R. Walford (1984: *La vie la plus longue*)

Por ejemplo, J. Vallin y F. Meslé<sup>64</sup> estiman que si se mantuviesen constantes las tendencias recientes en la mortalidad de los ancianos franceses, la vida media alcanzaría a finales del siglo XXI los 91,3 años en los hombres y los 95 años en las mujeres.

En las proyecciones de población realizadas por los organismos estadísticos nacionales y supranacionales había predominado una visión restrictiva sobre el futuro de la esperanza de vida<sup>65</sup>, aunque en las más recientes se observa una reformulación al alza de las hipótesis sobre la evolución futura de la mortalidad. Las proyecciones de Naciones Unidas consideraban tradicionalmente unos límites máximos de referencia de 82,5 años para los hombres y de 87,5 años para las mujeres, lo que situaba en torno al umbral de los 85 años el agregado de ambos sexos. La última revisión de Naciones Unidas prevé para el quinquenio 2045-2050 una vida media de 83,5 años en los hombres y de 87,0 años en las mujeres en Suecia, de 82,3 y 88,6 años en España, y de 81,8 y 88,5 años en Francia. Mientras que los mayores niveles previstos por la División de Población de Naciones Unidas corresponden a la población japonesa femenina, con 90,9 años, mientras que son más restrictivos en los hombres, con 83,3 años, es decir ligeramente inferiores a los previstos para los suecos<sup>66</sup>. Las proyecciones de EUROSTAT para los países de la UE-15 estiman valores para el año 2050 que oscilan entre los 80,2 y los 83,6 años en los hombres y entre los 85,1 y los 89,1 años en las mujeres<sup>67</sup>. La vigente proyección del INE prevé alcanzar los 81 años en los hombres y los 87 años en las mujeres en 2031, manteniéndose constante a partir de esa fecha<sup>68</sup>.

En un reciente artículo, J. Oeppen y J.W Vaupell critican el proceder tradicional de los organismos estadísticos que fijan un límite en la vida media que se revisa y se desplaza a edades más avanzadas conforme la realidad lo supera<sup>69</sup>. Además, consideran que a partir de un cierto nivel de desarrollo social y económico, a pesar del posible desfase inicial, los países tienden a converger hacia los valores máximos de esperanza de vida, siendo el ejemplo paradigmático el de Japón después de la Segunda Guerra Mundial, paradigma extensible al caso español. Como afirman esos autores, “for 160 years, best-performance life expectancy has steadily increased by a quarter of a year per year, an extraordinary constancy of human achievement” (J. Oeppen y J. Vaupell; 2002; p. 1030).

En relación con la compresión de la edad a la defunción, algunos autores sostienen que se está produciendo el proceso contrario, es decir un desplazamiento a edades superiores de la edad a la defunción. Algunos datos avalarían esta hipótesis:

---

<sup>64</sup> J. Vallin y F. Meslé (2001: *Vivre au-delà des 100 ans*)

<sup>65</sup> Las tablas tipo ofrecían máximos de esperanza de vida de 80 años en las mujeres y de 76,6 en los hombres (A. Coale y P. Demeny: 1983: *Regional model life table and stable populations*), y su posterior ampliación los elevó a 85 y 79 años, respectivamente (A. Coale y G. Guo: 1991: *op. cit.*)

<sup>66</sup> Naciones Unidas (2006: *World Population Prospects: The 2006 Revision*)

<sup>67</sup> EUROSTAT (2005: *Proyecciones de población 2005-2050 (baseline population scenario)*)

<sup>68</sup> Escenario 1 o de referencia de las proyecciones del INE (2005: *Proyecciones de la población de España calculadas a partir del Censo de Población de 2001*)

<sup>69</sup> J. Oeppen y J. W. Vaupell (2002: *Broken limits to life expectancy*)

- 1) El descenso en las últimas décadas de los cocientes de mortalidad a partir de los 85 años y el aumento de las expectativas de vida de la población de más edad.
- 2) El incremento observado en algunos países de la varianza de las defunciones en las edades más avanzadas de las tablas de mortalidad cuando, bajo un supuesto de rectangularización, debería producirse lo contrario, es decir una concentración de las defunciones al aproximarse a niveles de esperanza de vida entorno de los 85 años<sup>70</sup>.
- 3) La constatación, a partir de datos de 14 países occidentales, que los cocientes de mortalidad en edades muy avanzadas no siguen una curva de Gompertz, sino que se estabilizan en valores próximos a 0,5 en vez de tender a la unidad. Según J. Vaupel esto refutaría, o como mínimo cuestionaría, algunos de los postulados sobre los que se asientan las teorías biológicas del envejecimiento: por un lado, que las defunciones en las edades muy avanzadas están ligadas al propio envejecimiento del organismo sobre el que es difícil incidir; por otro, que el organismo no está concebido para sobrevivir mucho tiempo por encima de los 80 o 90 años<sup>71</sup>.
- 4) En aquellos países en que se dispone de una serie histórica amplia de defunciones por edad simple se observa un aumento de la edad a la que se produce la defunción de edad más elevada. En Suecia esa edad rondaba los 100 años a finales del XIX, mientras que en la actualidad se sitúa en el rango de 103-109 años en los hombres y en el de 107-112 años en las mujeres. A pesar de las deficiencias conceptuales del indicador, ya que ese incremento es más posible actualmente al sobrevivir más individuos a edades avanzadas, no por ello deja de ser significativo.

Una de las consecuencias de la mayor longevidad de la población ha sido el aumento de los efectivos de población centenaria. Ese segmento de población ha adquirido protagonismo en los estudios sociodemográficos, constituyendo en la actualidad un campo de estudio específico<sup>72</sup>. Un ejemplo es el estudio de R. Tatcher en el que se analiza el papel de los distintos fenómenos demográficos en la variación del número de centenarios en Inglaterra y País de Gales<sup>73</sup>. Entre las generaciones nacidas en 1850 y en 1895 sus efectivos se multiplicaron por 12 en los hombres y por 20 en las mujeres, siendo el factor determinante el aumento de la supervivencia entre los 80 y los 100 años. En los próximos decenios se prevé, tal como se desprende de los resultados de las proyecciones nacionales<sup>74</sup>, una eclosión de la población de 100 y más años en los países occidentales.

---

<sup>70</sup> E. Scheneider y J. Brody (1983: *Aging, natural death and compression of morbidity. Another view*)

<sup>71</sup> J. Vaupel (2001: *La longévité vue sous l'angle de la démographie*)

<sup>72</sup> Este interés se constata en el especial de Population, "Perspectives biodémographiques de la longévité humaine" (nº 1-2, 2001), o en la sesión plenaria del XXIV congreso de la IUSSP bajo el título, "Are there limits to the human life span?" (Salvador, Brasil, agosto de 2001)

<sup>73</sup> R. Tatcher (2001: *La démographie des centenaires en Angleterre et Pays de Galles*)

<sup>74</sup> El Government Actuary Department estima para el Reino Unido que los 9.000 centenarios de 2004, aumentarían hasta 39.000 en 2029 y alcanzarían los 150.000 en 2051 (GDA: 2005: *2004-based national population projection*). Para España, el INE estima en su escenario de referencia un incremento del 560 por ciento en las próximas tres décadas, superándose los 35.000 centenarios en el año 2032 (INE: 2005: *op. cit.*)

Al debate sobre los límites de la vida se le superpone, de forma complementaria, el referido a la evolución del estado de salud de la población. Para J. Fries<sup>75</sup> se produce una compresión de la morbilidad debido a una reducción del número de años vividos en enfermedad o discapacidad, ya que la rectangularización de la curva de supervivientes va acompañada de un retraso de la edad en que se manifiestan las enfermedades crónicas y degenerativas. Por el contrario, otros autores, como E. Gruenberg<sup>76</sup> o E. Scheneider y J. Brody<sup>77</sup>, consideran que el descenso en las tasas de letalidad de las enfermedades ha comportado una mayor incidencia de las causas crónicas y de las discapacidades, ya que la mayor parte de las muertes que se han evitado corresponden a personas mayores con problemas de salud crónicos o degenerativos. Finalmente, otros investigadores, como K. Manton<sup>78</sup>, sostienen que se tiende a una especie de situación de “equilibrio”, al aumentar en igual proporción la esperanza de vida y la esperanza de vida en salud, permaneciendo relativamente constante el porcentaje de años vividos en salud con independencia de la intensidad en las ganancias de vida media, pero variando el peso relativo de los distintos grados de discapacidad, al aumentar las leves y moderadas.

Para responder a esta cuestión se dispone de una serie de indicadores cuyo objetivo es medir las condiciones de salud de una población. La esperanza de vida sin incapacidad o en salud (EVSI) es uno de los más utilizados, ya que cuantifica el número medio de años que puede esperar vivir un individuo gozando de buena salud o, en sentido inverso, con una determinado grado de discapacidad, si se mantienen constantes las condiciones de mortalidad y discapacidad por edad. No obstante, ese indicador presenta diversos problemas que derivan de la propia definición conceptual de salud, de los requisitos y de la calidad de la información disponible<sup>79</sup>, de las diferencias en la autopercepción de la salud por parte de determinados colectivos, y de las diferentes metodologías de cálculo<sup>80</sup>.

---

<sup>75</sup> J Fries (1980: *op. cit.*; 1989: *op. cit.*)

<sup>76</sup> E. Gruenberg (1977: *The failure of succes*)

<sup>77</sup> E. Scheneider y J. Brody (1983: *op. cit.*)

<sup>78</sup> K. Manton (1982: *Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population*)

<sup>79</sup> Estos estudios parten de la información obtenida de encuestas específicas. En España, además de las *Encuestas Nacionales de Salud*, se dispone de la *Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Minusvalías* (INE: 1986) y la *Encuesta de Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud* (INE: 1999). A partir de esta última encuesta, el INE estima una esperanza de vida libre de discapacidad en los hombres de 68,5 años, lo que representa un 91 por ciento de su vida media, y en las mujeres de 72 años, un 88 por ciento de su vida (INE: 2003: *Esperanzas de vida en salud*)

<sup>80</sup> Una revisión general de este concepto y de los métodos de cálculo en C. Mathers (2002: *Health expectancies: and overview and critical appraisal*). Véase también Cahiers Québécois de Démographie, “L’espérance de vie en santé” (1991: vol 20), dedicado íntegramente a este tema; o R. Gispert y J. L. Gutiérrez-Fisac (1997: *Esperanza de vida saludable: pasado y presente de un indicador con futuro*). Una revisión general de los indicadores de discapacidad y de los niveles de esperanza de vida en salud para España obtenidos a partir de diferentes encuestas en R. Génova y J. Pereira (2002: *Estudio monográfico: las expectativas de salud*)

A partir de las series de Estados Unidos, Reino Unido, Canadá y Australia desde los años sesenta a los ochenta, J.M. Robine et al<sup>81</sup> constataron que los incrementos de las expectativas de vida fueron superiores a los de las esperanzas de vida sin incapacidad, lo que se tradujo en una reducción de los años vividos en salud del 90 al 80 por ciento de la vida media de un individuo. El descenso se debió al aumento de las incapacidades leves y moderadas, mientras que las de tipo severo tuvieron un comportamiento similar al de la esperanza de vida, especialmente en las edades avanzadas. Por tanto, la evolución de la incapacidad moderada confirmaría la teoría de la "pandemia", mientras que la de la severa iría a favor de la teoría del "equilibrio". Por el contrario, P. Mormiche<sup>82</sup> a partir de los datos franceses de los años ochenta refuta la teoría de la "pandemia" postulando que incluso puede hablarse del proceso contrario, de comprensión de la morbilidad, ya que el incremento de la EVSI fue mayor que el de la esperanza de vida.

En opinión de J. Vallin<sup>83</sup> la situación es confusa, ya que los resultados están muy condicionados por el peso de las incapacidades moderadas, que son precisamente las más difíciles de medir y las que presentan mayores problemas de comparabilidad internacional<sup>84</sup>. Por el contrario, la esperanza de vida sin incapacidad severa, de medición más objetiva, presenta incrementos similares a los observados en la esperanza de vida, cuando no ligeramente superiores, como en los hombres franceses, lo que iría en contra de las visiones más pesimistas. En su opinión, la relación entre esperanza de vida y EVSI pasaría por una serie de fases, lo que permitiría conciliar las diferentes hipótesis. En un primer momento, el descenso de la mortalidad por causas degenerativas entrañaría un aumento de las incapacidades provocando una pandemia relativa. El posterior desarrollo de medidas encaminadas a la prevención y a la curación de esas incapacidades reduciría la morbilidad, entrando en una fase de equilibrio. Finalmente, en una tercera fase, las ganancias de EVSI permitirían una compresión relativa de la morbilidad, tanto en un contexto de freno como de ganancias de años de vida. En este supuesto, el avance científico-médico incidiría sobre los mecanismos determinantes del envejecimiento biológico aumentando significativamente las expectativas de vida de los individuos y, al mismo tiempo, ralentizando el proceso de degeneración del organismo, retardando la aparición de los procesos de incapacidad y reduciendo su severidad.

---

<sup>81</sup> J. M. Robine et al (1991: *L'esperance de vie sans incapacité, un indicateur de l'évolution des conditions de santé au cours du temps: vingt ans de calcul*)

<sup>82</sup> P. Mormiche (1998: *Evolution globale de l'état de santé des personnes âgées*)

<sup>83</sup> J. Vallin (1995: *op. cit.*)

<sup>84</sup> Un estudio comparativo de la esperanza de vida sin incapacidad de los países europeos en J.M. Robine et al (2001: *Disability-free life expectancies in the European Union countries: calculation and comparisons*)



### 1.3 Análisis de los diferenciales de mortalidad

La expresión “mortalidad diferencial” alude a las diferencias en los riesgos de morir entre subpoblaciones definidas en función de criterios biológicos, jurídicos, sociales, económicos o territoriales<sup>85</sup>. Esos diferenciales pueden analizarse relacionando las variaciones en la edad a la defunción entre individuos identificados a partir de una serie de características o, al nivel de grupos, estudiando la asociación de las divergencias entre las distribuciones de las defunciones según la edad y de las variables que caracterizan a dichos grupos.

#### 1.3.1 Potencialidades y limitaciones

El análisis y la interpretación de los diferenciales de mortalidad se enfrentan a un conjunto de restricciones conceptuales y metodológicas que, en el caso de España<sup>86</sup>, se ven agravadas por la información estadística disponible en las estadísticas vitales y por la ausencia de un sistema integrado que relacione las distintas fuentes sociodemográficas.

En primer lugar, el uso de variables diferentes al sexo y a la edad plantea problemas de orden conceptual, ya que características básicas para el análisis de las desigualdades en los riesgos de morir, como la convivencia, la ocupación o el status social, se basan en criterios jurídicos, sociales o económicos que varían en el tiempo o no se adecuan plenamente al objeto de estudio. Por ejemplo, las estadísticas vitales españolas utilizan un criterio jurídico del estado civil que no refleja la realidad social, escapando de la visibilidad estadística fenómenos como la convivencia no institucionalizada. Por tanto, una parte de las defunciones que son recogidas estadísticamente como de solteros corresponden a individuos que viven en pareja, cuyos riesgos deberían ser asimilados a los de la población casada. Otras dificultades son inherentes al propio proceso de definición y construcción de las categorías de análisis: qué variables utilizar para definir la pertenencia a una determinada clase social, qué interrelación se produce entre las variables utilizadas, o cómo se construyen las escalas de medición.

---

<sup>85</sup> G. Caselli et al (1987: *L'apport de la démographie à l'explication de la mortalité différentielle*)

<sup>86</sup> El Instituto Nacional de Estadística sólo ha calculado tablas de mortalidad con integración de alguna característica sociodemográfica para el periodo 1975-1976, al construir, además de las tablas generales por sexo, las de la población soltera y no soltera. La esperanza de vida a la edad 20 de la población masculina soltera era de 47,7 años y la de la no soltera de 53,2 años, mientras que los diferenciales por estado civil eran menos acentuados en la población femenina, con 56,4 y 58,2 años, respectivamente. En los comentarios de esas tablas el INE consideraba que esos diferenciales respondían a la combinación de un efecto selección, ya que el grupo de solteros incluía personas que por enfermedad no contraían matrimonio, y de un efecto protección de la vida en pareja sobre la salud de los individuos (INE: 1981: *Tablas de mortalidad de la población española para el periodo 1975-76*)

En segundo lugar, en los diferenciales de mortalidad interactúan en mayor o menor medida distintas variables que, a menudo, son difíciles de aislar. Un clásico ejemplo clásico es el del estado civil en el que actúan tres efectos<sup>87</sup>. Un efecto ligado al estado matrimonial ya que la población soltera tiene unos riesgos superiores a los de la población casada, lo que equivale a asumir que la convivencia juega un rol protector. Un efecto selección, pues el matrimonio, el divorcio, la viudedad seleccionan categorías de la población sometidas a riesgos diferentes. Los individuos con peores condiciones de salud pueden tener mayores dificultades para contraer matrimonio, lo que favorece a la categoría de los casados y tiene un efecto desfavorable en la de solteros. Y, finalmente, un efecto ligado al cambio de estado, provocando que la mayor mortalidad de los viudos no sea debida tanto al hecho de vivir solos como al choque que representa la viudez, es decir a los efectos derivados del tránsito entre estados civiles. Esa combinación de efectos también se da en otras variables como la educación, la ocupación o el estatus social. Por ejemplo, a igualdad de ocupación la mortalidad de los trabajadores franceses del sector público es inferior a la de los del sector privado, lo que en parte puede atribuirse a un cierto efecto de selección, ya que el acceso a la función pública pasa por ciertos requisitos en cuanto a las condiciones de salud<sup>88</sup>. Otro ejemplo es la categoría social, variable con un elevado poder explicativo de los diferenciales de mortalidad, pero que a su vez está influida por las condiciones previas de salud de los individuos, ya que éstas inciden sobre su nivel y escala de ocupación, y por ende, sobre su estatus.

En tercer lugar, al medir las diferencias de mortalidad entre grupos de individuos se procede a su clasificación en función de las variables objeto de estudio: estado civil, raza, nivel de ingresos... Los individuos que pertenecen a cada una de las categorías no son homogéneos, al mezclarse casados de estatus elevado junto a otros en situación de paro..., siendo esas jerarquías medias de una pluralidad de situaciones personales que tienen como característica común la pertenencia a esa categoría. La dificultad radica en determinar hasta qué punto las desigualdades observadas en la variable objeto de estudio se deben a riesgos asociados a esa variable, o hasta qué punto están relacionadas con las otras variables sociales y económicas. La solución es ampliar las variables de cruce, aunque no siempre se dispone de la información, no es de suficiente calidad, o no posee la suficiente significación estadística. Además, aunque se dispusiera de dichos datos, persistiría el inconveniente de establecer qué variables son independientes y cuáles perturbadoras, y las interacciones entre ellas y la variable dependiente. Esa falta de homogeneidad se ve agravada por la heterogeneidad en el tiempo de permanencia de los individuos en cada una de las categorías. En las estadísticas vitales es la situación personal en el momento del deceso la que determina la pertenencia a un grupo, ya que, por ejemplo, no es posible diferenciar entre la defunción de un individuo casado hace veinte años y la de uno casado hace tan sólo tres meses. La ausencia de control temporal introduce sesgos, pues si se pretende analizar el

---

<sup>87</sup> J. Vallin y A. Nizard (1977: *La mortalité per état matrimonial: mariage sélection ou mariage protection*)

<sup>88</sup> R. Pressat (1973: *Surmortalité biologique et surmortalité sociale*)

efecto protector del matrimonio sobre la mortalidad, éste sólo ha podido manifestarse si el individuo ha permanecido un periodo significativo en la situación de casado.

Diversas metodologías intentan superar algunas de esas limitaciones, al tiempo que ofrecen un marco que permite la comparación entre poblaciones. Caselli *et al* plantean que el análisis debe incluir las causas de muerte y realizarse desde una aproximación de tipo longitudinal, con una perspectiva individual, que considere la historia de vida de los individuos así como las características espaciales y temporales de su ciclo vital<sup>89</sup>. Ese ciclo está constituido por una sucesión de estados definidos a partir de "marcadores" y "factores" de riesgo. Los primeros se refieren a variables que, como el sexo o la etnia, escapan a la voluntad individual, mientras que los segundos incluyen los que, como el tabaquismo o el uso de los sistemas de salud, son susceptibles de ser modificadas. Por tanto, el riesgo de morir en un estado depende de las características inherentes a ese estado, de las de los estados anteriores, del orden de sucesión de los estados y del tiempo vivido en cada uno ellos<sup>90</sup>.

Estos métodos presentan unos altos requisitos de información, pues requieren reconstruir, aunque sea de forma parcial, el ciclo de vida de los individuos. Por tanto, precisan que la información de los boletines de defunciones se complemente con la proporcionada por otras fuentes sociodemográficas, como por ejemplo las variables censales. En el caso más simple se relacionan las defunciones acaecidas en un periodo con los datos individuales del último censo. Ese enlace incrementa el número de variables que pueden utilizarse como factores explicativos, aunque continua sin considerar el tiempo vivido por los individuos en cada uno de los estados<sup>91</sup>. Otra aproximación consiste en extraer de un censo una muestra de individuos e ir localizándolos en años sucesivos en los boletines de defunción. De esa manera se asegura la homogeneidad entre los decesos y los supervivientes, permitiendo una aproximación longitudinal de las defunciones, aunque las características de los individuos son las declaradas en el momento censal permaneciendo inalterables<sup>92</sup>. Para paliar ese inconveniente la muestra puede ir renovándose de forma periódica<sup>93</sup>, o el enlace de los

<sup>89</sup> G. Caselli et al (1988: *Une méthodologie pour l'analyse comparative de la mortalité différentielle*)

<sup>90</sup> Un cuadro conceptual más amplio es el de E. Thiltgès y G. Wunsch que parten de una definición de salud sobre cinco ejes: la percepción de la salud, el status funcional (salud física, mental y social), las deficiencias, los handicaps y la duración de la vida. La salud de los individuos sería el resultado de la confrontación entre su potencial-salud y las pérdidas de ese capital-salud por las agresiones internas y externas ligadas al modo de vida y al entorno físico y social. Este marco considera la mortalidad como un aspecto más, introduciendo también las dimensiones subjetivas (percepción, bienestar...) y objetivas (morbilidad, discapacidad...) de la salud (E. Thiltgès y G. Wunsch: 1994: *Santé et environnement. Un cadre conceptuel*)

<sup>91</sup> Por ejemplo, en EE.UU. se enlazaron los 340.000 boletines de defunción registrados de mayo a agosto de 1960 con las correspondientes hojas del censo de abril de 1960.

<sup>92</sup> G. Desplanques (1984: *L'inégalité sociale devant la mort*)

<sup>93</sup> Es el método utilizado por el I.N.S.E.E. para el análisis de la mortalidad diferencial según el medio social en Francia. El punto de partida fue una muestra del censo de 1954 de 460.000 hombres nacidos en Francia de 30 a 70 años, realizándose a partir de los boletines de defunción tres estudios sobre los periodos 1955-60, 1955-65 y 1955-71. Los sesgos que se iban produciendo en la muestra provocaron que ésta se cambiase sobre la base del censo de 1975. Métodos similares han sido

boletines de defunción realizarse con una serie de censos consecutivos. En este último caso, la aproximación longitudinal se realizaría tanto para las defunciones y como para la información censal, permitiendo una estimación de los cambios en las características de los individuos a lo largo de su vida, como mínimo en cada momento censal, y una aproximación al tiempo vivido en cada uno de los estados.

Para realizar esos engarces se requiere un sistema integrado de fuentes en el que cada individuo sea identificado por un código único que permita enlazar los diferentes registros y ficheros. En este sentido, el Plan Estadístico Nacional recoge la implementación de un Estudio Demográfico Longitudinal que enlazará, para el conjunto de la población residente en España, los datos censales, padronales, catastrales, de estadísticas vitales y de otros registros, abriendo la posibilidad de realizar estudios de mortalidad a partir de enfoques longitudinales considerando variables socioeconómicas<sup>94</sup>.

### 1.3.2 Las desigualdades de mortalidad por género

La principal desigualdad ante la muerte es la que se da entre hombres y mujeres, ya que en la mayoría de los países occidentales la diferencia de esperanza de vida entre sexos es más acusada que los diferenciales entre grupos de población definidos por cualquier otra variable<sup>95</sup>. Esa desigualdad se ha acrecentado a medida que disminuía el nivel general de mortalidad, lo que se verifica tanto en el tiempo -tendencia histórica- como en el espacio -comparación entre estados-<sup>96</sup>. A principios del siglo XX en Europa las diferencias de vida media entre mujeres y hombres abarcaban una horquilla entre 1 y 3 años, mientras que a principios de este siglo oscilan entre un mínimo de 4,8 años en Suecia y Dinamarca y un máximo de 12 años en la Federación Rusa.

La explicación de esos diferenciales es compleja, al interactuar una multiplicidad de factores, tanto de índole biológico y genético como del entorno y del comportamiento. Desde diferentes disciplinas se intenta dar respuesta centrando, cada una de ellas, su atención en los elementos que le son más propios: los biólogos en las hormonas, los epidemiólogos en los factores de riesgo, y los sociólogos en los roles y las condiciones estructurales. Por este motivo, los biólogos tienden a enfatizar la naturaleza invariable de dichos diferenciales, lo

---

utilizados en los países nórdicos y anglosajones. Véase G. Desplanques (1984: *op. cit.*), R. Pressat (1985: *Manuel d'analyse de la mortalité*)

<sup>94</sup> Por ejemplo, Dinamarca dispone de sistemas de registros administrativos con bases de datos longitudinales específicas para el estudio de la fecundidad o la mortalidad ocupacional, entre otras.

<sup>95</sup> Nations Unies (1982: *Influences de l'âge et des causes de décès sur les écarts entre espérances de vie et mortalités masculine et féminine dans les pays développés*)

<sup>96</sup> J. Renard (1990: *La surmortalité masculine dans le monde: à la recherche d'échelles et de problématiques*)

que equivaldría a considerar una mayor vulnerabilidad de los hombres y/o una mayor resistencia de las mujeres, mientras que los científicos sociales centran su interés en la explicación de sus variaciones temporales y espaciales<sup>97</sup>. Las principales corrientes pueden agruparse en tres enfoques que, si bien no son excluyentes, focalizan su atención en distintos aspectos: las biomédicas, las del comportamiento y del entorno, y las del uso de los sistemas de salud.

Las biomédicas consideran que una parte de los diferenciales de vida media entre hombres y mujeres están relacionados con aspectos genéticos y biológicos. La mayor mortalidad fetal y neonatal de los niños respecto de las niñas avalaría la hipótesis de una ventaja biológica del sexo femenino que puede llegar a repercutir en función de los riesgos de morir en la infancia en una diferencia de partida del orden de dos años en la esperanza de vida<sup>98</sup>. Esta ventaja se acentuaría a lo largo de la vida por la actuación de mecanismos genéticos y hormonales que dotarían a las mujeres de una mayor protección ante ciertas enfermedades.

Algunos estudios, a partir del análisis de subgrupos específicos, han intentado cuantificar qué parte de esos diferenciales por género puede imputarse a factores de tipo genético. El clásico estudio de F. C. Madigan sobre los religiosos y religiosas dedicados a la enseñanza en Estados Unidos parte del supuesto de que ambos grupos estaban sometidos a unas condiciones ambientales y a unos roles sociales similares, debiendo atribuirse por tanto las diferencias en los riesgos de morir entre ambos colectivos a factores genéticos<sup>99</sup>. En este subgrupo las desigualdades entre sexos eran similares a las del conjunto de la población blanca estadounidense, lo que le indujo a considerar que los factores básicos eran de tipo biológico. Para explicar por qué aumentaron esas diferencias en la población religiosa en la primera mitad del siglo XX este autor formuló la hipótesis que las mujeres no son más resistentes que los hombres a las enfermedades contagiosas, pero sí lo son respecto de las causas degenerativas que eran las que iban adquiriendo un mayor peso en el patrón epidemiológico. La hipótesis inicial del estudio, la igualdad de condiciones ambientales, fue ampliamente cuestionada entre otras razones porque el hábito de fumar estaba más tolerado en los hombres y porque no se controlaron variables clave como la dieta.

Autores como I. Waldron<sup>100</sup>, desde una posición más matizada, consideran que si bien las principales causas de sobremortalidad masculina están relacionadas con factores ligados al comportamiento, como el tabaquismo, el consumo de alcohol o las muertes violentas, los factores endógenos los acentúan. Esos factores actúan, bien de forma directa, ya que los estrógenos masculinos están asociados a un mayor riesgo de infarto, bien de forma indirecta, ya que la diferenciación biológica en las funciones de reproducción influye en la evolución

---

<sup>97</sup> C. A. Nathanson (1984: *Sex Differences in Mortality*)

<sup>98</sup> R. Pressat (1973: *op. cit.*)

<sup>99</sup> F. C. Madigan (1957: *Are Sex Mortality Differentials Biologically Caused?*)

<sup>100</sup> I. Waldron (1985: *Que savons-nous de la différenciation sexuelle dans la mortalité?*)

cultural de los roles, determinando diferencias de comportamiento entre sexos. En su opinión, son factores genéticos y ambientales los que determinan las desigualdades por género en los riesgos de morir, pero las interacciones que se establecen entre ellos dificultan cuantificar el papel de cada uno por separado. No obstante, esos argumentos no permiten explicar las diferencias dentro de cada sexo en función de otras variables socioeconómicas, como, por ejemplo, la mayor mortalidad de los hombres que ejercen trabajos manuales, no sólo en relación con las mujeres, sino también con los hombres de status más elevados.

Las hipótesis basadas en los estilos de vida consideran que los diferenciales responden a comportamientos de riesgo específicos por género (tabaquismo, alcoholismo...) <sup>101</sup> o a diferencias de estrés social y/o psicológico <sup>102</sup>. El ejemplo clásico es el consumo de tabaco y su impacto sobre la mortalidad por enfermedades circulatorias e infartos. Se ha estimado que el tabaquismo duplica el riesgo de morir antes de los 65 años, como consecuencia de un exceso de mortalidad por cáncer de pulmón, boca y esófago, por enfermedades isquémicas, y por bronquitis y enfisemas <sup>103</sup>. A nivel macro, las interpretaciones basadas en el entorno se centran en los desiguales efectos del desarrollo económico sobre la salud, al considerar que los impactos negativos de la industrialización y de la modernización han sido mayores en los hombres. Esas interpretaciones enlazan con las que se realizan a nivel micro sobre el papel que juegan las relaciones personales y sociales, como el estado matrimonial. Por ejemplo, en enfermedades ligadas al comportamiento social, como el alcoholismo, el perfil de los solteros, viudos y divorciados es similar, y diferente al de los casados. En este sentido, se plantea el efecto protector de las redes de relaciones sociales sobre la salud, cuyo nivel e intensidad depende tanto del status socioeconómico como del género.

Otras investigaciones se centran en analizar si hay una diferente cultura de la salud en ambos sexos, que se reflejaría en una desigual utilización de los recursos del sistema sanitario, con la consiguiente desigualdad temporal en el diagnóstico de las enfermedades. Autores como I. Waldron <sup>104</sup> creen que no hay diferencias significativas en materia de pronóstico en la mayoría de las afecciones de tipo cardíaco y en los cánceres. Otros, como P. Surault <sup>105</sup>, consideran que existe una diferente relación con el cuerpo y la enfermedad, lo que favorece una percepción más temprana de los síntomas en las mujeres.

Por su parte, C. Nathanson y A. López relacionan las diferencias de mortalidad por género con las de clase. Las desigualdades no sólo se dan entre hombres y mujeres, sino dentro de cada sexo en función de una serie de características socioeconómicas que influyen en la adopción de estilos de vida más o menos saludables. En este sentido, los diferenciales por sexo en los países industrializados pueden converger en los niveles socioeconómicos más

---

<sup>101</sup> G. Wunsch y A. Lambert (1981: *Life-styles and death styles*)

<sup>102</sup> B. Hetzel (1983: *Life style factors in sex differentials in mortality in developed countries*)

<sup>103</sup> B. Benjamín (1980: *Smoking and mortality*)

<sup>104</sup> I. Waldron (1985: *op. cit.*)

<sup>105</sup> P. Surault (1983: *Les déterminants socio-culturelles de la morbidité et de la mortalité*)

altos, mientras que esa convergencia es menos probable en los de nivel bajo. Por tanto, de cara al futuro, el resultado agregado es difícil de predecir, ya que dependerá de los cambios que se den en la distribución por clases sociales de la población, y en las diferencias culturales y de comportamiento asociadas a cada una de ellas<sup>106</sup>.

Finalmente, no sólo la población masculina tiene mayores riesgos de morir, sino que dentro del mismo sexo los hombres son más desiguales que las mujeres ante la muerte. A partir de la experiencia finlandesa, S. Koskinen y T. Martellin<sup>107</sup> constatan que para la mayoría de las causas de muerte las desigualdades dentro de un sexo son del mismo orden, pero las enfermedades donde los diferenciales son más acusados tienen un mayor peso relativo en los hombres, mientras que en el patrón de morbilidad de las mujeres predominan las causas con disparidades menores. Los tumores de pulmón y las afecciones circulatorias inciden sobre todo en los hombres y presentan una importante desigualdad en función de la categoría socioeconómica. Por contra, el resto de los cánceres, que representan una de cada cuatro defunciones femeninas, se caracterizan por escasos diferenciales en función de la pertenencia a determinados grupos sociales.

---

<sup>106</sup> C. A. Nathanson y A. López (1987: *The future of sex mortality differentials in industrialized countries*)

<sup>107</sup> S. Koskinen y T. Martellin (1994: *Pourquoi les femmes sont-elles moins inégales que les hommes devant la mort? Une analyse des données finlandaises*)





## 2 FUENTES DEMOGRÁFICAS

El análisis y la reconstrucción de las fuentes demográficas ha constituido el punto de partida de esta investigación, ya que la cantidad y la calidad de la información disponible han determinado tanto las hipótesis planteadas, como las metodologías utilizadas y los resultados obtenidos. En los estudios históricos, o que abarcan un periodo temporal amplio, las restricciones que imponen los datos son mayores, pues se circunscriben a los publicados en su momento, su calidad es menor y, además, están sujetos a cambios en los conceptos y en las clasificaciones.

En los últimos años, el Instituto Nacional de Estadística ofrece la posibilidad de descargar, vía telemática, los ficheros de microdatos con los registros individuales de diversas fuentes sociodemográficas. Esos ficheros, con las restricciones que impone la normativa sobre la salvaguarda del derecho a la intimidad y las regulaciones del secreto estadístico, han significado un sustancial progreso en el panorama estadístico español. A pesar de dicho avance, es necesario mantener una actitud precavida por la persistencia de algunas lagunas en el sistema estadístico y por las dispares cifras que, en algunos casos, se derivan de las distintas fuentes de información.

Este capítulo se ha estructurado a partir de la distinción de las fuentes demográficas en dos grandes categorías en función de la naturaleza de los datos que suministran. Por un lado, las fuentes de tipo *stock* que ofrecen datos sobre el número y las características de los individuos que residen en un territorio definido en un momento concreto del tiempo. Por otro lado, las fuentes de tipo *flujo* que proporcionan información sobre los eventos que determinan la evolución y la estructura de una población. Estas fuentes, a diferencia de las anteriores, se caracterizan por tener dimensión temporal, abarcando uno o más años, y engloban tanto las referidas a los sucesos vitales de los individuos, como las que registran los flujos migratorios con el exterior y los cambios en la ubicación residencial de la población. Los censos y los padrones constituyen las fuentes básicas de tipo *stock*, aunque de algunas preguntas censales, como las relativas al número de hijos nacidos o a la residencia anterior, se obtiene información de tipo *flujo*.

El análisis y la corrección de las fuentes ha abarcado dos periodos temporales distintos en función del ámbito territorial considerado. Para España ha comprendido las estadísticas de nacimientos y de defunciones desde principios del siglo XX, y las censales desde el Censo de 1910; mientras que para las provincias se ha circunscrito a los eventos vitales de las últimas cuatro décadas y a los correspondientes censos del periodo.

## 2.1 Objetivo y enfoque general

En este capítulo no se pretende realizar un análisis pormenorizado del conjunto de las fuentes demográficas españolas, ya que dicha labor constituiría por sí sola un objeto de investigación. El objetivo es más específico y se concreta, en primer lugar, en detectar aquellas incoherencias que pueden repercutir en los resultados, bien por deficiencias de cobertura, bien por cambios conceptuales. En segundo lugar, se describen las técnicas de corrección empleadas y los ajustes realizados sobre los datos originales, y se comparan con los datos registrados. La filosofía que ha guiado nuestra actuación ha sido lo más “conservacionista” posible en relación con los datos publicados, al ser éstos los que revisten carácter oficial.

El supuesto general de que el desarrollo del sistema estadístico, unido al aumento de los niveles de instrucción de la población, entre otros aspectos, ha permitido una progresiva mejora de las estadísticas demográficas, no permite extraer conclusiones sobre cuál era su calidad y su grado de cobertura en épocas pasadas. Su análisis no puede realizarse considerando de forma independiente cada una de las fuentes, sino que debe integrar el conjunto de la información demográfica disponible, implementando una estrategia general de examen y de corrección que a la vez sea robusta y aplicable a todo el periodo.

La estrategia que se ha utilizado se fundamenta en la reconstrucción de los efectivos de las generaciones a partir del conjunto de los datos demográficos existentes. El volumen y la estructura por edades de una población que no está sujeta a migraciones con el exterior, o población cerrada, es el fruto de la historia demográfica de las 100 generaciones presentes en cada momento. La población de una determinada edad es función de los efectivos iniciales de cada cohorte, es decir de sus nacimientos de partida, y de la incidencia de la mortalidad hasta esa edad. En caso de disponer de amplias series históricas de nacimientos y de defunciones se pueden obtener, reconstruyendo las cohortes desde sus nacidos, las sucesivas pirámides de población a lo largo del tiempo: es la conocida como observación prospectiva. De forma inversa, a partir de la estructura por edades de un censo se pueden reconstruir hacia atrás los efectivos de las distintas generaciones, obteniendo de esa manera una estimación retrospectiva de la población. En ambas aproximaciones, la pirámide de población de un año obtenida a partir de la reconstrucción de las generaciones sería idéntica a la de un recuento de población realizado ese año.

La hipótesis de población cerrada no es asumible, ya que sobre el volumen y la estructura por edades de la población también repercuten los movimientos migratorios. Si se dispone de datos sobre migraciones, éstos se integrarían como un input más en la estimación de los efectivos de las cohortes. Entonces, si la cobertura de las fuentes fuese exhaustiva, la población de un año estimada a partir de los efectivos generacionales cuadraría con la de una operación censal realizada ese año. En caso contrario, las diferencias observadas indican la existencia de incongruencias entre las distintas fuentes, aunque es complejo determinar la parte imputable a cada una de ellas.

Las estadísticas españolas no permiten un enfoque tan amplio basado en la reconstrucción total de las generaciones. Por un lado, la información sobre los sucesos vitales se limita a datos parciales de la segunda mitad del siglo XIX y a las series históricas del siglo XX. Por otro lado, los datos sobre migraciones son más incompletos, no recogen la totalidad de los intercambios y, además, gozan de una menor calidad. La solución radica en fragmentar el análisis en distintos cortes temporales que vienen delimitados por los sucesivos censos. El enfoque utilizado es de base demográfica y se fundamenta en el uso de la ecuación compensadora por generación entre dos censos consecutivos. A los efectivos por edad del censo inicial se le han sustraído las defunciones por generación, estimando los supervivientes de cada cohorte diez años más tarde. Esos supervivientes se han comparado con la población censada en el recuento posterior. Si los efectivos de una generación que sobreviven a una edad superan a los censados en dicha edad, la cohorte ha aumentado su contingente en el periodo intercensal, mientras que en el caso contrario lo ha disminuido, una vez descontando el efecto de la mortalidad. Los menores de 10 años de un censo se han relacionado con los nacimientos de la década anterior, es decir con sus efectivos iniciales de partida, y con sus defunciones por generación<sup>108</sup>.

$$S_{x+10}^{t+10} = P_x^t - \sum^{t-x-1} d^{t,t+9}$$

$$S_x^{t+10} = {}^{t-x-1}N - \sum^{t-x-1} d^{t,t+9} \quad (\text{si } x \text{ en } t+10 < 10)$$

Esa aportación o sustracción de efectivos suele asimilarse como el saldo migratorio intercensal de la cohorte, aunque dicha asunción sólo sería válida si la calidad de los censos y de las estadísticas vitales fuese óptima. Por ese motivo, *a priori* es más correcto considerar dicha diferencia como un “residuo generacional” (RI) o, en otras palabras, como la variación de los efectivos de cada una de las cohortes no explicada directamente por los datos utilizados para su cálculo. Por tanto, el residuo incluye una parte que refleja el saldo migratorio de la cohorte y otra parte que se encuentra asociada con posibles errores en las fuentes. En determinados casos, la magnitud y/o el signo de los residuos resulta incongruente con la dinámica migratoria del periodo sobre el que se han calculado: por ejemplo, signos positivos en la infancia en años de emigración en la adultez, o grandes aportaciones de población en las edades avanzadas. En esos casos, los residuos no reflejan los saldos migratorios intercensales, sino que indican que alguna o varias de las fuentes utilizadas

<sup>108</sup> Las poblaciones se han simbolizado con una P, los supervivientes con una S, las defunciones con una d, los nacimientos con una N, los inmigrantes con una I y los emigrantes con una E. El superíndice izquierdo representa la generación, el superíndice derecho el año, y el subíndice derecho un subgrupo de la población identificado en función del sexo, de la edad o de cualquier otra característica.

generación      evento      tiempo  
característica

Con el fin de clarificar la notación, los censos de 1910 a 1970 cuya fecha de referencia fue el 31 de diciembre del correspondiente año se han asimilado como realizados a 1 de enero del siguiente año.

presentan problemas, bien por una subestimación de los sucesos vitales, bien por deficiencias censales de registro y cobertura.

$${}^{t-x-1}RI^{t,t+9} = S_x^{t+10} - P_x^{t+10}$$

La posterior corrección de las fuentes requiere adoptar una serie de decisiones previas que la hagan factible, ya que no es viable corregirlas todas al mismo tiempo y, además, no se dispone de información fidedigna sobre migraciones<sup>109</sup>. El grado de fiabilidad de las distintas estadísticas no es el mismo, planteándose como hipótesis general que la mejor cobertura corresponde al registro de las defunciones, seguida de los nacimientos y los recuentos censales, dándose las mayores carencias en las migraciones. El objetivo final de los distintos protocolos de corrección y ajuste de las fuentes es que desemboquen en unos residuos generacionales interpretables ya en términos de saldos migratorios y que, al mismo tiempo, aseguren una evolución coherente de los efectivos de las distintas generaciones.

$${}^{t-x-1}RI^{t,t+9} = {}^{t-x-1}SM^{t,t+9}$$

A menudo, la única solución factible es considerar que los saldos migratorios en algunas edades son nulos, bien por ausencia de migraciones, bien por un efecto de compensación entre entradas y salidas de población.

## 2.2 Estadísticas del Movimiento Natural de la Población

La información sobre los sucesos vitales se obtiene a partir de los registros civiles, que constituyen el archivo legal donde se recopilan los nacimientos, las defunciones y los matrimonios de la población. Su origen histórico, en los países de tradición cristiana, se remonta al Concilio de Trento donde se estableció la obligatoriedad de llevar una contabilidad parroquial de los bautismos, los matrimonios y los entierros de la feligresía. El desarrollo de un estado moderno y las transformaciones ideológicas, sociales y económicas de la Edad Moderna pusieron de manifiesto la necesidad de articular un sistema de registro público que combinara una función jurídica con otra de tipo estadístico. Los dos requisitos básicos para el nacimiento de la estadística moderna fueron la articulación de un aparato administrativo

---

<sup>109</sup> Un documentado trabajo de reconstrucción de las series demográficas de España y de Andalucía en F.J. Viciano (1998: *La transición demográfica y sanitaria en Andalucía durante el siglo XX*). Véase también el estudio de J. del Hoyo y A. García Ferrer (1988: *Análisis y predicción de la población española (1910-2000)*)

dedicado a esas labores y la aparición de una sensibilidad estadística<sup>110</sup>. Si bien esas condiciones se fueron desarrollando durante el transcurso de la Edad Moderna en los países de la Europa Continental y Septentrional, en España se dieron con posterioridad, a mediados del siglo XIX. La promulgación durante la primera mitad de ese siglo de sucesivas órdenes e instrucciones pone de relieve las dificultades que supuso organizar e implementar un registro de tipo civil en España<sup>111</sup>. Para su implantación definitiva fueron claves dos hitos: la proclamación del principio de la libertad religiosa en la Constitución de 1869, y la posterior ley de 1870 del Registro Civil. El trasfondo ideológico de la norma era la necesidad legal de reconocer los deberes y los derechos de los ciudadanos, lo que requería de un reconocimiento público de la ciudadanía, siendo ese registro el instrumento que garantizaba que se realizase bajo el control del poder civil.

En la segunda mitad del siglo XIX, en paralelo al desarrollo normativo, se fue articulando una estructura administrativa con una finalidad estadística con la creación en el año 1856 de la “Comisión Estadística General del Reino”, que posteriormente pasó a denominarse “Junta General de Estadística”, publicándose en 1863 los datos vitales del periodo 1858-1861. En 1873 se creó el “Instituto Geográfico y Estadístico”, que fue el organismo responsable de editar en el año 1877 un documento con los datos del decenio 1861-70<sup>112</sup>. La implantación del Registro Civil abrió un paréntesis en las publicaciones, que se reanudaron en el año 1886 con los datos referidos a 1878-1884. Finalmente, en el año 1895 se editó un tomo con la información del periodo 1886-1892.

En el año 1900 se fijó el formato de presentación de las estadísticas vitales, bajo el título de “Movimiento Natural de la Población”, publicándose con periodicidad anual los partos, los nacimientos, los matrimonios<sup>113</sup> y las defunciones de la población española<sup>114</sup>. Los cambios más relevantes se introdujeron a raíz de las reformas de 1957 y de 1975, aunque con anterioridad se habían operado algunas modificaciones, como la tabulación de los nacidos según edad de la madre a partir de 1922, la clasificación específica de los abortos desde 1932, o las tabulaciones municipales desde 1945. En el año 1957, con la entrada en vigor de una nueva ley del Registro Civil, se implementó un sistema basado en el uso de boletines específicos para cada uno de los fenómenos, cuyo modelo y texto fue aprobado en 1959, entrando en vigor en el año 1960. Esos boletines eran más completos que los anteriores, vigentes desde el año 1901, que se limitaban a transcribir los literales anotados en los libros del Registro Civil. En el año 1975 se procedió a una nueva reforma centrada en la

---

<sup>110</sup> J. Arango (1982: *Los censos de población españoles en perspectiva histórica*)

<sup>111</sup> Véase T. A. Cusidó (2006: *El Moviment Natural de la Població, 1858-1974: Origen, història i anàlisi crítica dels continguts*)

<sup>112</sup> En 1931 pasó a denominarse Instituto Geográfico Catastral y Estadístico, desmembrándose en dos organismos en el año 1945: el Instituto Geográfico Nacional y el Instituto Nacional de Estadística.

<sup>113</sup> La relación entre nupcialidad y fecundidad, junto a aspectos de tipo cultural e ideológico, motivó que se considerasen también los matrimonios como un suceso vital de la población.

<sup>114</sup> Excepcionalmente se recogía información de más de un año: en 1960 se publicaron los datos del periodo 1954-56, en 1961 los del trienio 1957-59, y en 1968 los del bienio 1963-64.

simplificación de los boletines estadísticos<sup>115</sup> y en el cambio de algunos conceptos. Con posterioridad se han producido otras modificaciones, como la fusión en un único boletín de parto (BEP) de los anteriores de nacimiento y de aborto en el año 1980, o la introducción de la nacionalidad en los boletines de defunción y de parto en los años 1993 y 1994. A partir del año 1998 se dispone también de información sobre los nacimientos, los matrimonios y las defunciones de ciudadanos de nacionalidad española acaecidos en el extranjero a partir de los Registros Consulares.

A raíz del proceso de descentralización del estado, las Comunidades Autónomas han creado oficinas e institutos de estadística que, mediante convenios de cooperación y colaboración con el INE, desarrollan algunas fases del proceso estadístico. La política de difusión de esos organismos ha permitido disponer de una mayor cantidad de información y con un mayor grado de desagregación territorial, aunque en algunos casos se constatan discordancias difíciles de explicar entre los datos suministrados por el instituto nacional y los ofrecidos por los organismos autonómicos<sup>116</sup>.

### 2.2.1 Calidad y exhaustividad

En los periodos más recientes cabe presuponer una alta calidad y cobertura de los sucesos vitales por la obligatoriedad de cumplimentar los boletines estadísticos y por las mejoras en el proceso estadístico. No obstante, algunos aspectos, como el descenso de la tasa bruta de mortalidad en un contexto de creciente envejecimiento demográfico o las discrepancias entre las cifras de nacimientos del Movimiento Natural de la Población y las que se derivaban de la Encuesta de Fecundidad, plantearon una incertidumbre acerca del grado de cobertura del MNP. Ante tal situación, el INE realizó en el año 1987 una encuesta de validación de esa fuente con el fin de constatar si se habían infravalorado los sucesos vitales de finales de los años setenta y principios de los ochenta. Sus resultados mostraron un subregistro de los sucesos vitales, de mayor importancia en las defunciones que en los

---

<sup>115</sup> Los boletines utilizados desde 1960 eran complejos lo que provocaba que “no todas las variables pudieran explotarse debido a que algunas presentaban un alto porcentaje de falta de respuesta, debido a la dificultad que para los informantes representaba su cumplimentación” (INE: 1992: *Movimiento Natural de la Población Española 1988*, p.VII )

<sup>116</sup> Un ejemplo lo constituyen las diferencias en los datos de nacimientos según el orden del nacido entre el INE y algunos institutos de estadística de las Comunidades Autónomas, como el de Cataluña. Según el *Anuari Estadístic de Catalunya 2006*, editado por el IDESCAT, en el año 2004 el 53,6 por ciento de los nacimientos de madres residentes en Cataluña fueron primeros hijos, el 35,9 por ciento segundos hijos y el 10,5 por ciento terceros o más hijos; mientras que según la base de datos del INE ([www.ine.es/inebase](http://www.ine.es/inebase)) esos porcentajes fueron del 58,4 por ciento, del 32,8 por ciento y del 8,8 por ciento, respectivamente. Parte de esas diferencias, aunque difícilmente toda debido a su magnitud, puede ser debido al uso de diferentes procedimientos de imputación de las variables no cumplimentadas en los boletines.

nacimientos, localizado básicamente en el año 1983, con niveles entorno del 4 por ciento, pero apreciable también en los años adyacentes (Tabla 2.1)<sup>117</sup>. La conclusión del organismo estadístico fue que “existe una ligera infravaloración del MNP respecto de la encuesta, siendo significativo en este sentido el año 1983, ya que para el resto de los años las diferencias observadas se encuentran dentro de los intervalos de confianza” (INE: 1987: p.7). La encuesta incluía las provincias, sus capitales y los municipios de más de 50.000 habitantes, aunque los resultados para esos ámbitos no eran representativos, ya que el diseño muestral sólo era significativo para España. A pesar de esa salvedad, sus resultados reflejaron una alta heterogeneidad territorial en el subregistro: en algunas comunidades, como Madrid o Andalucía, no se detectaron errores de cobertura; en otras, como Canarias o Cataluña, eran muy elevados.

Tabla 2.1: Comparación entre el MNP y la Encuesta de Validación del INE. España.

	Defunciones			Nacimientos		
	1982	1983	1984	1982	1983	1984
MNP	283.791	294.670	294.002	515.706	475.743	464.286
Encuesta	295.221	307.013	300.844	522.986	494.192	474.517
Dif. absoluta	-11.430	-12.343	-6.842	-7.280	-18.449	-10.231
Dif. relativa	-3,9%	-4,0%	-2,3%	-1,4%	-3,9%	-2,2%

Fuente: INE (1987: *op. cit.*)

Un posterior estudio realizado en el Centre d'Estudis Demogràfics<sup>118</sup> con los datos del MNP del periodo 1975-1984 mostró que, como mínimo en Cataluña, el subregistro fue muy elevado, abarcó un periodo temporal amplio y se caracterizó por una alta variabilidad espacial<sup>119</sup>. Las mayores deficiencias se dieron a principios de la década de los ochenta, afectando en mayor medida a las defunciones, con una subestimación del orden del 10 al 13 por ciento, que a los nacimientos, con un déficit entre el 7 y el 10 por ciento (Tabla 2.2).

<sup>117</sup> INE (1987: *Informe sobre la encuesta de validación del Movimiento Natural de la Población*)

<sup>118</sup> A. Blanes y M. Ajenjo (1994: *Estimació i correcció del subregistre del Moviment Natural de la Població al període 1975-1984*) A diferencia de la encuesta del Instituto Nacional de Estadística, en ese estudio se utilizó una metodología de base demográfica. El método consistió en calcular un índice estandarizado que relacionaba la mortalidad y la fecundidad de cada municipio de más de 5.000 habitantes con la del conjunto de Cataluña. En algunos municipios el valor del índice era tan bajo que no podía atribuirse a diferencias en la intensidad del fenómeno sino a una deficiencia de cobertura en la fuente. En los municipios que se detectaban problemas, se realizaba una primera corrección de las series municipales, lo que modificaba a su vez los resultados para el conjunto de Cataluña. Mediante un procedimiento iterativo se iban corrigiendo las series municipales hasta el punto en que se podía afirmar que los nuevos indicadores reflejaban ya diferencias reales en los niveles de fecundidad y mortalidad entre cada municipio y Cataluña.

<sup>119</sup> Un caso representativo es el municipio de Sabadell. Según los datos del MNP en 1981 se produjeron 610 defunciones y en 1982 tan solo 10, cuando en los años adyacentes oscilaron entre las 1.100 y las 1.200 anuales, valores acordes con los niveles de mortalidad del periodo y con el tamaño y la estructura por edades de ese municipio.

Tabla 2.2: Estimación del grado de subregistro del MNP en Cataluña. 1977-1984.

	Nacimientos			Defunciones		
	Registrados	Estimados	Subregist.	Registradas	Estimadas	Subregist.
1977	103.431	106.404	2,9%	43.480	44.740	2,9%
1978	97.587	100.929	3,4%	43.647	45.076	3,3%
1979	88.000	91.713	4,2%	42.181	44.318	5,1%
1980	79.768	82.545	3,5%	41.807	46.153	10,4%
1981	68.594	75.247	9,7%	41.426	46.602	12,5%
1982	67.091	72.957	8,7%	40.375	45.042	11,6%
1983	62.147	66.533	7,1%	44.934	46.448	3,4%
1984	63.370	64.684	2,1%	44.447	46.209	4,0%

Fuente: A. Blanes et al (1994: *op. cit.*)

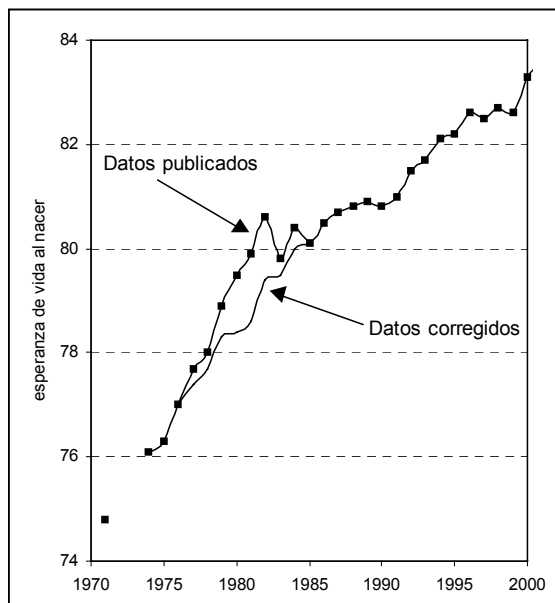
La dispar incidencia territorial del subregistro introduce fuertes sesgos en el análisis de la evolución de la mortalidad y de sus pautas geográficas en ese periodo, siendo Cataluña un ejemplo muy ilustrativo de ese efecto perturbador. La esperanza de vida de los hombres catalanes calculada a partir de los datos del MNP fue de 71,5 años en 1975-76, de 74,2 años en 1980-81 y de 74,2 años en 1985-86. La conclusión que se desprende de esos valores es que en el primer quinquenio de los años ochenta se estancaron las expectativas de vida de los catalanes, lo cual resulta todavía más llamativo si se contrapone a las importantes mejoras acaecidas en la segunda mitad de la década de los setenta. No deja de ser significativo, en este sentido, que en las páginas de un libro dedicadas a los diferenciales territoriales de mortalidad en España pueda leerse, "Cataluña es un caso interesante. La esperanza de vida masculina aumenta rápidamente de 1969/72 a 1980... pero se trata de la única región donde disminuye en los años ochenta" (T. Valkonen: 2001: p. 225)<sup>120</sup>. Obviamente, los autores de ese libro difícilmente podían imaginar las deficiencias de las estadísticas españolas de ese periodo.

Para cuantificar el impacto del subregistro sobre los indicadores de mortalidad se ha realizado un ejercicio, meramente ilustrativo, consistente en recalcular la esperanza de vida al nacer de las mujeres catalanas a partir de las defunciones estimadas por A. Blanes et al. (1994). Si dichas defunciones se distribuyen por sexo y edad suponiendo que el subregistro fue independiente de esas variables, las vidas medias que se obtienen a partir de los datos corregidos presentan una trayectoria de avances sostenidos en la supervivencia de las catalanas durante los últimos tres decenios, que contrasta con el fuerte crecimiento de la segunda mitad de los años setenta y la estabilidad de los años ochenta que se desprende a partir de las esperanzas de vida calculadas a partir de los datos publicados (Gráfico 2.1).

<sup>120</sup> T. Valkonen (2001: *Tendances en matière de mortalité différentielle en Europe*)



Gráfico 2.1: Evolución de la esperanza de vida de las mujeres catalanas a partir de datos publicados y corregidos de defunciones.



Fuente: Elaboración propia.

La heterogeneidad territorial del subregistro impide el estudio de los diferenciales espaciales de mortalidad en el periodo comprendido entre finales de los años sesenta y principios de los ochenta, como se constata analizando las variaciones en la posición relativa de las distintas Comunidades Autónomas durante ese periodo. Según las tablas de mortalidad del INE<sup>121</sup> los catalanes de ambos sexos ocupaban la cuarta posición del ranking autonómico tanto en el bienio 1975-76 como en el de 1985-76, mientras que en 1981-82, es decir en los años de mayor subregistro, fueron los que gozaron de las mayores expectativas de vida en el contexto español. Además, el subregistro dificulta también el análisis de las tendencias temporales, ya que en algunas regiones provoca inflexiones en la trayectoria de las series que no pueden atribuirse a variaciones reales en las condiciones de supervivencia de sus habitantes.

La corrección de los datos del MNP se enfrenta a graves dificultades. La Encuesta de Validación del INE no resulta el instrumento apropiado ya que, si bien ofrece una estimación del subregistro para España, abarca un periodo temporal corto y no es representativa a escala territorial. En todo caso, quedaría finalmente por resolver el dilema de cómo imputar esas defunciones en función del sexo, la edad y la causa de muerte. Por estos motivos, en esta investigación se han utilizado las cifras publicadas en el Movimiento Natural de la Población, aunque en la interpretación de la evolución de la mortalidad y de sus diferenciales

<sup>121</sup> Tablas de mortalidad del INE en [www.ine.es/inebase](http://www.ine.es/inebase).

geográficos se ha sido consciente de los graves sesgos que puede introducir el fenómeno del subregistro.

### 2.2.2 *La variable edad*

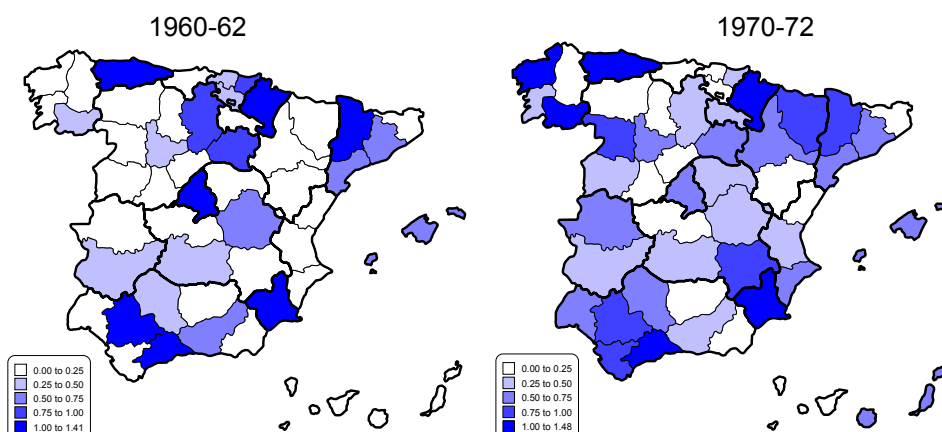
Las publicaciones del MNP tabulan desde el año 1908 las defunciones por sexo y edad simple con un grupo abierto que se sitúa por encima de los 100 años, mientras que las del periodo 1903-1907 se publicaron por grupos quinquenales de edad hasta 60 y más años. Hasta el año 1974 constaba en los tomos del MNP el número de óbitos de los cuales se desconocía la edad del difunto, mientras que a partir de esa fecha son imputados por el organismo estadístico antes de su publicación, desconociéndose cuál es la incidencia de la falta de declaración en los periodos más recientes.

#### 2.2.2.1 *La ausencia de la variable edad*

Las defunciones en que no consta la edad del difunto representan menos del 0,7 por ciento del total, a excepción de las acaecidas durante el periodo de la Guerra Civil con un máximo del 4 por ciento en el año 1938. Los porcentajes eran más bajos en los primeros decenios del siglo pasado, entre el 0,2 y el 0,3 por ciento, mientras que a partir de los años sesenta se situaron entre el 0,6 y el 0,7 por ciento. El incremento de su peso relativo estaría relacionado con la entrada en vigor de unos nuevos boletines estadísticos en el año 1960, en los que la pregunta sobre la edad del difunto fue reemplazada por la de su fecha de nacimiento, acarreando en algunos casos una mayor dificultad de declaración por parte de los familiares o conocidos.

La ausencia de la edad de defunción fue inferior al 1 por ciento del total de óbitos en casi todas las provincias tanto a principios de los años sesenta como de los setenta (Mapa 2.1). Su distribución no refleja ningún patrón espacial definido ni presenta relación con variables culturales o socioeconómicas como, por ejemplo, los niveles educativos de la población. La comparación entre ambos periodos muestra una mayor homogeneidad territorial en 1970-72, aunque dicha uniformidad se produjo a costa de una reducción en el número de provincias con porcentajes de no consta la edad del difunto inferiores al 0,25 por ciento. Los porcentajes más altos, por encima del 1,2 por ciento, se localizaron en Sevilla, Murcia y Málaga en el trienio 1960-62, y en Ourense y Murcia en el de 1970-72.

Mapa 2.1: Porcentaje de defunciones en las que no consta la edad. Ambos sexos.



Fuente: Elaboración propia.

Esas defunciones se han imputado, separadamente para cada uno de los sexos, bajo el supuesto de que la omisión de la edad del difunto era independiente de su edad. Es decir, el total de no consta de cada sexo se ha repartido en función del peso relativo de los óbitos de cada edad sobre el total de defunciones del correspondiente sexo.

#### 2.2.2.2 La calidad de la variable edad

En las defunciones existía una propensión por parte de los familiares o conocidos del difunto de declarar en mayor medida unas edades en detrimento de otras, es el conocido como efecto de atracción/repulsión del dígito final. Entre los métodos que permiten medir su incidencia se ha utilizado el índice de Myers, cuyo rango oscila entre 0 y 180, indicando un valor de 0 que todos los dígitos se declaran en igual medida y un valor de 180 que todos han declarado el mismo dígito de terminación en la edad. Ese índice presenta una tendencia descendente a lo largo del siglo, acorde con la progresiva mejora en la declaración de la edad, al pasar de un valor cercano a 20 en el año 1910 a valores por debajo de 2 a partir de los años setenta (Tabla 2.3). A principios de siglo se observa la gran atracción de las edades acabadas en 0, y en menor medida de las terminadas en 5; mientras que los dígitos adyacentes, sobre todo el 1 y el 9, eran de menor propensión de declaración. Desde los años sesenta mejora la calidad de la variable con la entrada en vigor de los nuevos cuestionarios, ya que pasó a ser una variable derivada a partir de la fecha de nacimiento y de defunción

Las deficiencias en la declaración de la edad del difunto hacen necesaria su corrección hasta el año 1970, y a partir de una edad en que la alta incidencia de la mortalidad en los primeros años de vida no introduzca errores en los procedimientos de corrección. El método más simple consiste en utilizar exclusivamente la información de un año de calendario y redistribuir las defunciones por edad simple mediante técnicas de suavizado. No obstante, esos procedimientos no consideran el efecto que sobre la distribución por edad simple de las

defunciones tiene la presencia de generaciones adyacentes con dispares volúmenes de efectivos. Ese sesgo es relevante si se han producido bruscas fluctuaciones en el flujo anual de nacimientos, tal como sucede en España a finales del siglo XIX, durante la Gripe de 1918 y la Guerra Civil y la posguerra, ya que su efecto sobre la distribución por edad de las defunciones se elimina al operar con métodos de suavizado sobre un único año.

Tabla 2.3: Atracción de los dígitos. Índice de Myers. Defunciones de 10 y más años.

	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
0	7,64	6,82	4,79	3,67	2,43	1,15	0,33	0,33	0,13	-0,01
1	-3,51	-3,47	-3,26	-2,59	-2,14	-1,40	-0,72	-0,37	-0,31	-0,45
2	0,24	0,42	0,58	0,38	0,33	0,32	0,18	-0,09	-0,18	-0,23
3	-1,69	-1,62	-1,14	-0,88	-0,44	-0,26	-0,22	-0,26	-0,21	-0,19
4	0,20	-0,04	0,00	-0,14	0,28	0,33	0,37	0,28	-0,10	-0,13
5	1,13	1,36	1,35	1,26	0,62	0,25	0,05	-0,06	-0,01	0,11
6	0,26	-0,04	0,06	0,00	0,03	-0,15	-0,04	-0,02	0,05	0,21
7	-1,70	-1,49	-0,95	-0,74	-0,46	-0,14	0,06	0,13	0,23	0,36
8	0,45	0,72	0,69	0,56	0,30	0,29	-0,06	-0,07	0,17	0,21
9	-3,01	-2,66	-2,13	-1,53	-0,95	-0,38	0,05	0,13	0,26	0,13
Índice	19,8	18,7	14,9	11,8	7,9	4,7	2,1	1,8	1,6	1,9

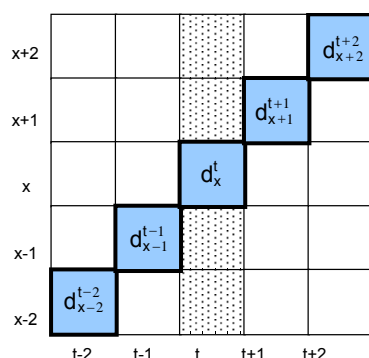
Fuente: elaboración propia a partir del MNP.

En esta investigación se ha optado por un método que, si bien recurre al uso de medias, recoge también el efecto de la presencia de cohortes de diferente tamaño. La Tabla 2.3 ha mostrado que la mayor atracción se daba en las edades acabadas en el dígito 0, en menor medida en el 5, afectando en sentido contrario a las adyacentes. Por este motivo, se han agregado las defunciones por edad simple de un año ( $d^t$ ) en grupos quinquenales de edad ( $D^t$ ) centrados en las edades acabadas en 0 y en 5. En la práctica, esa agrupación presupone que la repulsión afectaba a las edades más contiguas, no produciéndose, por ejemplo, un trasvase de defunciones cuya edad finalizaba en 3 al dígito 0, ni de las de 2 al dígito 5.

$$D^t_{(x-2, x+2)} = d^t_{x-2} + d^t_{x-1} + d^t_x + d^t_{x+1} + d^t_{x+2} \quad \text{para } x = (15, 20, \dots, 90, 95)$$

El objetivo es redistribuir los grupos quinquenales entre las edades simples que los conforman sin alterar el total del grupo. El reparto se ha realizado a partir de unos factores de ponderación de la distribución por edad simple en ausencia de atracción de dígitos, que aplicados a las defunciones del grupo quinquenal han proporcionado la serie corregida por edad simple. Dichos factores se han obtenido a partir de unas defunciones teóricas por edad simple ( $d^{t^*}$ ) calculadas mediante una media móvil de cinco términos que engloba las defunciones de los dos años siguientes y dos edades superiores, y las de los dos años precedentes y dos edades inferiores. En otras palabras, el suavizado no se ha realizado sobre las defunciones de un único año, sino que ha operado sobre las de un quinquenio. Esa aproximación proporciona resultados similares a los que se hubiesen obtenido desde una óptica longitudinal, si el reparto por cohorte de las defunciones de una edad simple en un año

de calendario se realizase bajo un supuesto de equidistribución entre generaciones. Finalmente, a partir de esas medias se ha obtenido la distribución relativa por edad simple de cada grupo quinquenal una vez eliminado el efecto de la atracción de dígitos. Esos pesos son los que se han utilizado como factores de reparto de cada uno de los grupos quinquenales ( $D^t$ ), obteniéndose la serie corregida por edad simple para cada año de calendario ( $d^{t,cor}$ ).

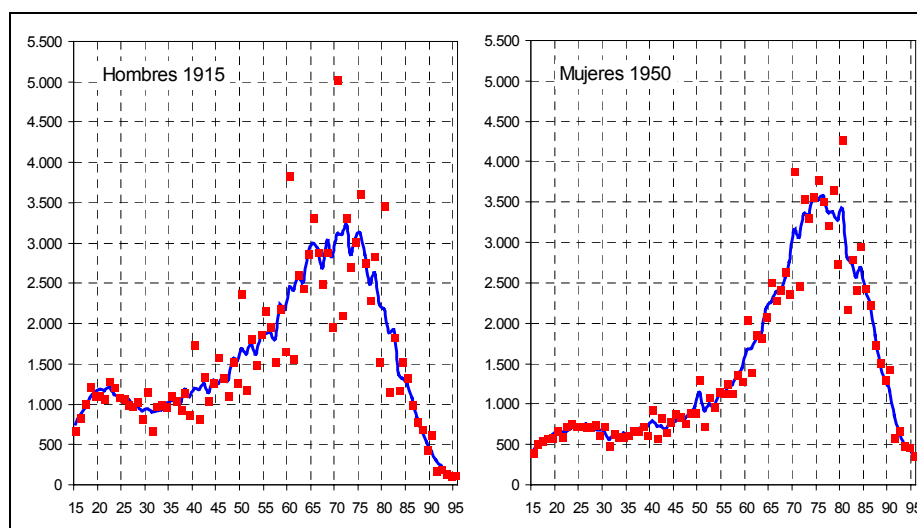


$$d_x^t = (d_{x-2}^{t-2} + d_{x-1}^{t-1} + d_x^t + d_{x+1}^{t+1} + d_{x+2}^{t+2}) / 5$$

$$d_x^{t,cor} = D_{(x-2, x+2)}^t \times \frac{d_x^t}{D_{(x-2, x+2)}^t}$$

El efecto de la corrección de la edad a la defunción es muy relevante en las primeras décadas del siglo, como se observa en la serie masculina de 1915, que se caracterizaba por una gran atracción de la edad 70, seguida de las edades 60 y 80, y en menor medida de las edades acabadas en 5, sobre todo la 65 y la 75 (Gráfico 2.2).

Gráfico 2.2: Defunciones por edad simple. Cifras oficiales y suavizadas. España.



Fuente: Elaboración propia a partir del MNP de 1915 y 1950.

La serie corregida presenta un perfil más suave, ya que se han reducido en un 39 por ciento las defunciones de 70 años y se han incrementado en un 44 por ciento las de 69 años y un 48 por ciento las de 71 años. En la serie femenina de 1950 aún es visible el fenómeno de la atracción, pero desplazado a edades más avanzadas al tratarse de las mujeres y de un

periodo más reciente. En ese año, las mayores diferencias relativas se localizan entorno de los 80 años, sustrayendo la serie corregida un 20 por ciento de defunciones de 80 años, y añadiendo un 19 por ciento a las de 79 años y un 29 por ciento a las de 81 años.

Este método presenta graves restricciones cuando se aplica a los datos provinciales. En primer lugar, las oscilaciones en el número de defunciones entre edades simples son más aleatorias por el escaso número de eventos en las unidades menos pobladas. En segundo lugar, esas irregularidades pueden responder en mayor medida a la presencia de cohortes de diferente tamaño, ya que el flujo anual de nacimientos es más fluctuante, a lo que se añade un mayor efecto de las migraciones. Además, otros dos motivos justifican que finalmente no se haya corregido la variable edad en las series de defunciones provinciales: a) la evidente mejora de su declaración a partir de la década de los sesenta; y, b) los indicadores territoriales de mortalidad se han calculado para grupos quinquenales de edad, lo que limita en gran medida el sesgo de la atracción de dígitos que aún se daba en esos años.

En relación con ese último aspecto, se ha comprobado la diferencia entre la serie publicada y la corregida de defunciones por grupos de edad quinquenal para el conjunto de España. Dicha diferencia es considerable a principios de siglo, ya que la corrección ha trasladado defunciones de los grupos terminados de 0 a 4 a los acabados de 5 a 9 debido a la mayor atracción del dígito 0 en comparación con el 5. Por ejemplo, en el periodo 1910-19 las defunciones masculinas publicadas en el MNP superan a las corregidas en un 4,7 por ciento en el grupo de 60 a 64 años y en un 6,8 por ciento en el de 70 a 74 años, siendo inferiores en los grupos quinquenales anteriores en un 6,4 por ciento en el de 55 a 59 años y en un 7,7 por ciento en el de 65 a 69 años. La paulatina mejora en la declaración de la edad provoca que esas diferencias sean cada vez menores una vez se agregan las edades simples en quinquenales. Así, los datos publicados en el MNP para el conjunto nacional en los años sesenta sobreestiman las defunciones de los grupos de 60 a 64 y de 70 a 74 años en un 0,2 y un 0,5 por ciento, mientras que subestiman las de 55 a 59 años en un 0,3 por ciento y las de 65 a 69 años en un 0,6 por ciento. La escasa magnitud de esos porcentajes válida que, a partir de los años sesenta, puedan agruparse los datos publicados por edad simple en grupos quinquenales sin incurrir en un gran error.

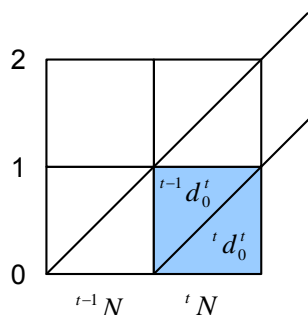
### *2.2.3 La estimación de las defunciones por generación*

Las estadísticas españolas publicaban hasta el año 1974 los eventos demográficos en función de una doble dimensión: el año de ocurrencia y la edad cumplida. Las defunciones, como el resto de fenómenos demográficos, pueden clasificarse en función de una tercera dimensión que hace referencia al año de nacimiento, es decir a la cohorte de pertenencia, ya que los óbitos en un año y a una misma edad cumplida corresponden a individuos pertenecientes a dos cohortes. La tabulación de los eventos según la triple clasificación que

resulta de combinar los distintos planos de observación periodo-edad-generación se divulga en las estadísticas españolas a partir del año 1975.

El examen de la calidad de las fuentes y su corrección se ha realizado a partir de los saldos migratorios por cohorte. Para aplicar la ecuación compensadora por generación es imprescindible disponer de las defunciones clasificadas según el año de nacimiento. El procedimiento más sencillo consiste en considerar que las defunciones de una edad simple se equidistribuyen entre las dos generaciones que comprende. Esa hipótesis es razonable si las diferencias entre los efectivos de ambas cohortes son poco relevantes. Si bien las fluctuaciones en la natalidad y el descenso de la fecundidad han alterado los volúmenes entre las cohortes, se ha juzgado que para la corrección de las fuentes demográficas la anterior aproximación basada en la equidistribución era aceptable.

La excepción es el reparto por generación de las defunciones infantiles. Esas defunciones están más sujetas a las fluctuaciones en el número de nacidos y su distribución varía en función del nivel de los riesgos de morir en el primer año de vida. Si bien existen diferentes tablas tipo que ofrecen coeficientes de reparto en función del nivel de la mortalidad infantil<sup>122</sup>, en esta investigación se ha aplicado una metodología que utiliza la información disponible en las estadísticas españolas<sup>123</sup>. Las defunciones de menores de un año ( $d_0$ ) se han repartido entre la cohorte nacida ese año y la nacida en el año anterior considerando el volumen de nacimientos de cada generación y la fracción de años vividos el primer año de vida ( $a_0$ )<sup>124</sup>.



$${}^t d_0^t = \frac{d_0^t}{1 + \left( \frac{{}^{t-1} N * a_0^t}{{}^t N * (1 - a_0^t)} \right)}$$

$${}^{t-1} d_0^t = \frac{d_0^t}{1 + \left( \frac{{}^t N * (1 - a_0^t)}{{}^{t-1} N * a_0^t} \right)}$$

#### 2.2.4 El cambio en la definición de nacido vivo

El concepto de nacido vivo utilizado en las estadísticas españolas antes del año 1975 distorsiona el análisis de la mortalidad infantil; es el conocido como problema de los "falsos

<sup>122</sup> Véase A. Monnier (1985: *Les méthodes d'analyse de la mortalité infantile*)

<sup>123</sup> Véase F. Viciano (1998, *op. cit.*)

<sup>124</sup> El procedimiento de cálculo de  $a_0$  se desarrolla en el capítulo de Metodología.

nacidos muertos". Hasta esa fecha el MNP definía al nacido conforme a lo estipulado en el artículo 30 del Código Civil, según el cual "sólo se reputará nacido el feto que tuviere figura humana y viviere veinticuatro horas enteramente desprendido del seno materno", figurando los muertos al nacer y el primer día en la estadística de abortos. En el año 1975 se adoptó un criterio biológico según el cual se entiende por nacido vivo "la expulsión o extracción completa del cuerpo de la madre de un producto de la concepción, con independencia del periodo de gestación, el cual, después de esta separación, respira o manifiesta cualquier otro signo de vida.". Al mismo tiempo, se modificó la estadística de abortos recogiendo bajo el concepto de Muerte Fetal Tardía "el fallecimiento, antes de su completa expulsión o extracción del cuerpo de la madre, de un producto de la concepción viable", siendo el criterio de viabilidad el de feto muerto con seis o más meses de gestación<sup>125</sup>.

A tiempo que se reducía la mortalidad infantil se iba modificando su estructura interna, reduciéndose el peso del componente de la mortalidad postneonatal e incrementándose el de la neonatal. Esa progresiva concentración de las defunciones en los primeros días de vida comporta que el subregistro que introduce el concepto legal de nacido vivo sea cada vez mayor. Hasta mediados de los años cuarenta el porcentaje que representaban los muertos al nacer y las primeras veinticuatro horas sobre el total de las defunciones infantiles se mantuvo estable alrededor del 5 por ciento. En las siguientes décadas se produjo un incremento sostenido, hasta alcanzar porcentajes superiores al 30 por ciento en el primer quinquenio de los años setenta. En esa tendencia, además del cambio en la composición interna de la mortalidad infantil, influyó también la mejora en el registro del fenómeno. La estadística de abortos tendía a subestimar su incidencia por una falta de exhaustividad, sobre todo en aquellos partos que no eran atendidos por personal sanitario, y por los problemas de clasificación entre los conceptos de nacido muerto y muerto al nacer. La infravaloración de los muertos al nacer y el primer día de vida, si bien difícil de cuantificar, debió ser importante en las primeras décadas del siglo XX, ya que la introducción a finales de los años cincuenta de medidas tendentes a la normalización de los boletines y de los cuestionarios del Registro Civil provocó un brusco salto en la serie<sup>126</sup>. Así, en el trienio 1957-59 los muertos el primer día de vida representaban el 8,3 por ciento de las defunciones infantiles, mientras que en los tres primeros años de la década de los sesenta su peso se situó en el 15,6 por ciento.

---

<sup>125</sup> La OMS recomienda un criterio basado en el peso del feto. La legislación española obliga a comunicar al Registro Civil las muertes fetales de más de 180 días de gestación, siendo este el criterio de distinción entre aborto y muerte fetal tardía. Una visión comparativa de las diferencias internacionales en la definición de estos conceptos, y su efecto sobre la comparabilidad de los indicadores de mortalidad perinatal e infantil, en el artículo de G. Masuy-Stroobant (1992; *La mortalité infantile à l'est et à l'ouest*)

<sup>126</sup> La corrección de buena parte del error registral a partir del año 1960 se debió a las reformas introducidas en el modelo de formulario de "Parte de alumbramientos de criaturas abortivas" y en el de "Declaración de los nacimientos", lo que permitió clarificar los conceptos de nacidos muertos, muertos al nacer y en los primeros momentos de la vida, reduciéndose el margen de arbitrariedad en su inscripción (R. Gómez Redondo: 1992: *La mortalidad infantil española en el siglo XX*)



La recuperación de los “falsos nacidos muertos” como nacimientos y defunciones infantiles se ha realizado a partir de la estadística de abortos del MNP. Esa estadística desagregaba los muertos al nacer y el primer día de vida del resto de “abortos” -los nacidos muertos-, aunque las tabulaciones y la información no son homogéneas a lo largo del siglo:

- De 1900 a 1929 se publicaba para cada sexo el total agregado de nacidos muertos, muertos al nacer y el primer día de vida. Ese total se ha desagregado suponiendo que los muertos al nacer y el primer día de vida representaban el 18 por ciento del conjunto de abortos. Ese porcentaje, que representa el valor medio observado de 1932 a 1959, se caracteriza por una elevada estabilidad, oscilando entre un mínimo del 16,6 por ciento en 1958 y un máximo del 20,4 por ciento en 1941.
- En 1930 y en 1931 se tabularon los datos desagregados en función de las tres categorías para el total de ambos sexos. Esos totales se han repartido por sexo en función del peso que tenía cada sexo en cada categoría entre 1932 y 1936.
- A partir del año 1932 las tablas de “abortos” diferenciaban para cada sexo entre las tres categorías, lo que ha permitido realizar directamente la asignación.

Para el periodo 1911-1974 se han recuperado cerca de 320 mil defunciones infantiles que en las publicaciones del MNP constaban como “abortos” y que, por tanto, tampoco eran considerados nacidos. Su impacto sobre los indicadores de mortalidad es muy fuerte, ya que la definición legal de nacido vivo subestima de forma creciente los riesgos de morir del primer año de vida. Por un lado, la tasa de mortalidad infantil corregida es un 4 por ciento superior a la legal en las primeras décadas del siglo XX, entorno del 25 por ciento en los años sesenta y superior al 30 por ciento en los años anteriores a 1975. Por otro lado, sobreestima la esperanza de vida al nacer entre un 0,7 y un 1,1 por ciento, aunque a diferencia de la tasa de mortalidad infantil el sesgo permanece muy estable a lo largo de todo periodo por un efecto de compensación. A principios del siglo XX las defunciones del primer año de vida tenían un importante papel en el cómputo de los años vividos por la población, pero el porcentaje de “falsos nacidos muertos” sobre el total de las defunciones infantiles era menor. Por el contrario, a principios de los años setenta, si bien era mayor el peso de esas defunciones en el conjunto de la mortalidad infantil, el descenso de los riesgos del primer año de vida había reducido su impacto sobre la esperanza de vida al nacer.

#### 2.2.5 *El lugar de inscripción de los fenómenos*

En el año 1975 se modificó el criterio de inscripción de los sucesos vitales. Hasta esa fecha se inscribían en el lugar de celebración: es decir, las tablas de nacimientos, defunciones y matrimonios hacían referencia al municipio donde se producían. Desde ese año, si bien persiste una tabulación básica por lugar de celebración, se adopta el criterio de inscribir las defunciones en el lugar de residencia del difunto, los nacimientos en el de residencia de la madre, y los matrimonios en el municipio de residencia de los cónyuges.

La inscripción de las defunciones según el lugar del fallecimiento puede introducir un sesgo en los indicadores provinciales en caso de darse diferencias significativas entre las muertes acaecidas en una provincia y las de sus residentes. Para cuantificarlo, se ha calculado con los datos del bienio 1975-76 la diferencia relativa entre las defunciones acaecidas en una provincia y las de sus residentes con independencia de la provincia de fallecimiento. Los resultados muestran que esas diferencias eran de escasa cuantía: en 28 provincias se situaban por debajo del 1 por ciento y sólo en 4 superaban el 2 por ciento. En Álava, Girona y Tarragona las defunciones en la provincia superaban a las de sus residentes entre un 2,2 y un 2,5 por ciento; mientras que en la demarcación de Guipúzcoa las defunciones de sus residentes eran un 2,1 por ciento mayores que las acaecidas en la provincia. Esos valores indican que la desviación debida a la inscripción en el lugar del óbito es poco relevante, más aún en la década de los sesenta cuando la implantación hospitalaria era menor, como también lo era la movilidad temporal de la población, y la inmensa mayoría de las defunciones se producían en la provincia de residencia<sup>127</sup>.

Además, las poblaciones que se usan como denominadores para el cálculo de las tasas se refieren en esos años a la población de hecho, que era la usada en las tabulaciones censales hasta 1971. Esa población, que incluye a los residentes presentes en el momento de realización del Censo y a los transeúntes, se adecua mejor a una inscripción de los fenómenos según el lugar de celebración. La correspondencia eventos-efectivos se mantiene con la inscripción en el lugar de residencia de los eventos, ya que a partir del Censo de 1981 se usa la población de derecho: es decir, los individuos con residencia en los municipios de una provincia con independencia de su condición de presentes o ausentes.

#### 2.2.6 *La serie histórica de nacimientos*

La calidad y la exhaustividad de las cifras de nacidos es un aspecto fundamental, ya que la serie de nacimientos se ha utilizado para el cálculo de algunos indicadores y para la corrección de las poblaciones infantiles de los censos.

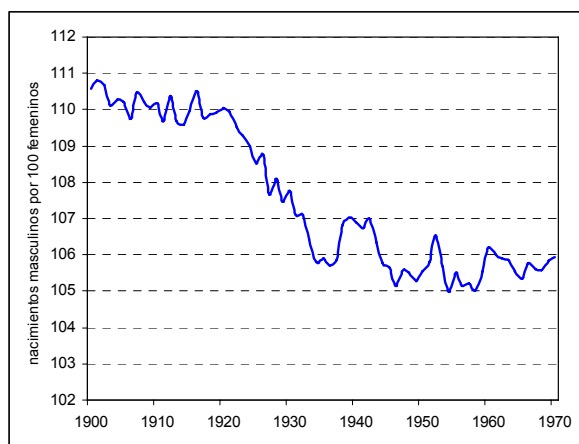
La relación de masculinidad al nacer permite una aproximación indirecta a la existencia de un subregistro selectivo en función del sexo (Gráfico 2.3). Esa relación, entre 105-107 niños por cada 100 de niñas, es de base biológica y, por tanto, desviaciones al alza indican que una parte de los nacimientos de niñas no se registraban. Sus valores eran superiores a los teóricos a principios del siglo XX con una relación media de masculinidad de 110 en la primera década del siglo, de 109,5 en la segunda década y de 108,6 en los años veinte.

---

<sup>127</sup> A escala municipal sí que se dan fuertes rupturas de las series en función de la localización de los equipamientos hospitalarios, como sucedía con las series de nacimientos que, en vez de reflejar niveles de natalidad, dibujan el mapa de los municipios en los que se ubicaban las maternidades.

Además, se caracterizaba por su alta heterogeneidad territorial<sup>128</sup>, alcanzándose en algunas regiones valores muy elevados, como en Murcia con 122,5 nacimientos masculinos por cada 100 femeninos, en Asturias con 117,8 y en Canarias con 116,1. A partir de los años treinta la relación se sitúa ya en el rango de valores teóricos para el conjunto de España.

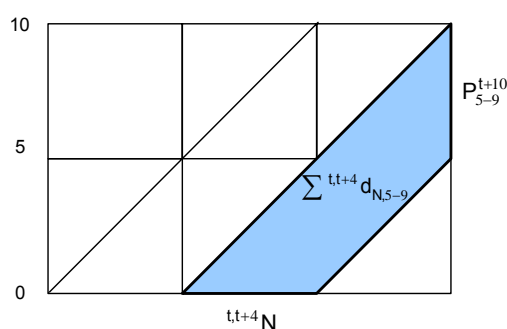
Gráfico 2.3. Relación de masculinidad al nacer. España. 1900-1970.



Fuente: elaboración propia.

El anterior indicador no permite extraer conclusiones acerca de la exhaustividad del registro de los nacidos de sexo masculino, pero sí que indica una falta de cobertura en la inscripción de nacidos en las primeras décadas del siglo, de mayor intensidad en el sexo femenino. Para testar la serie masculina se han utilizado los residuos generacionales, calculados a partir de los nacimientos registrados de un periodo, de los efectivos de niños del Censo posterior, y de sus defunciones por generación. Si la población censada es mayor que los supervivientes de las cohortes el residuo es de signo positivo, mientras que en caso contrario hay una pérdida de efectivos en la niñez, además de la ocasionada por la mortalidad. Los censos españoles, como veremos a continuación, presentaban un importante déficit de población menor de cinco años. Dicho déficit imposibilita usar los residuos entre el nacimiento y la edad 0 a 4 años de un Censo como estimador de la calidad del registro de nacimientos, ya que el error censal es incluso mayor que el de la estadística vital. Si lo que se pretende es validar la cobertura de los nacimientos, y en su caso corregirlos, los residuos deben calcularse en relación con un grupo de edad cuya calidad censal sea aceptable, o como mínimo mayor que la de la fuente que se corrige. Por esa razón, los residuos se han estimado como la diferencia entre los nacidos de cinco generaciones que sobreviven a las edades 5 a 9 años y los efectivos en esas edades.

<sup>128</sup> M. Livi-Bacci (1985: *Cambios en la fecundidad y en la nupcialidad en España desde finales del XVIII hasta principios del XX*)



$${}^{t,t+4}RI_{nac,5-9} = P_{5-9}^{t+10} - ({}^{t,t+4}N - \sum {}^{t,t+4}d_{nac,5-9})$$

Los residuos que se obtienen a partir de los datos de nacimientos publicados en el MNP son positivos durante la primera mitad del siglo XX (Tabla 2.4). Ese signo es, a todas luces, incongruente con la dinámica migratoria española del periodo, que en la mayoría de los años se caracterizó por corrientes de emigración al extranjero. Por tanto, o bien los censos sobrestimaban los efectivos de 5 a 9 años, o bien faltaban nacimientos, o se combinaban ambos fenómenos. La hipótesis de partida es que las poblaciones censales de 5 a 9 años presentan una calidad aceptable y, por tanto, los residuos reflejan un subregistro de nacidos. Otras dos razones justifican esa hipótesis. En primer lugar, el residuo neto se reduce progresivamente entre las distintas generaciones en consonancia con una paulatina mejora en la cobertura de los nacimientos. Para las generaciones masculinas nacidas entre 1911 y 1915 el residuo equivale a un 2,3 por ciento de sus efectivos iniciales, mientras que para las cohortes nacidas entre 1941 y 1945 es del 0,2 por ciento. A partir de las cohortes de la segunda mitad del siglo XX los residuos en la infancia ya son coherentes con la dinámica migratoria del periodo. En segundo lugar, los residuos son sensiblemente más elevados en las niñas, mostrando, como ya indicaba la relación de masculinidad al nacer, que el subregistro afectaba en mayor medida a ese sexo.

Tabla 2.4: Residuos generacionales entre el nacimiento y la edad 5 a 9 años.

Generación	Niños		Niñas	
	Absoluto	Relativo	Absoluto	Relativo
1911-15	37.637	2,3%	99.078	6,6%
1921-25	30.806	1,8%	74.871	4,8%
1931-35	36.171	2,1%	68.651	4,3%
1941-45	2.223	0,2%	17.064	1,2%
1951-55	-909	-0,1%	-837	-0,1%

Nota: el residuo relativo se ha calculado sobre los nacimientos de partida de cada grupo de generaciones.

Fuente. Elaboración propia.

La corrección de los nacimientos se ha realizado actuando inicialmente sobre las cifras de nacidos de sexo masculino. Los residuos relativos entre el nacimiento y los efectivos de 5 a 9 años de un censo se han considerado estimadores puntuales del nivel de subregistro y se

han asignado a la cohorte central de cada grupo de cinco generaciones. Sus valores se han ajustado mediante una función logarítmica bajo dos supuestos: a) para las cohortes nacidas a principios del siglo XX, de las que no se dispone de una estimación del residuo, se ha establecido que el nivel de subregistro era del 4 por ciento; y, b) el fenómeno dejó de ser relevante en la segunda mitad del siglo. A partir de los parámetros de esa función se ha obtenido una estimación anual del subregistro para la primera mitad del siglo XX<sup>129</sup>. A partir de esas estimaciones y de los nacimientos publicados se ha derivado la serie corregida de sexo masculino<sup>130</sup>. Posteriormente, se ha utilizado esa serie para reestimar los de sexo femenino, mediante una aproximación normativa, consistente en fijar una relación de masculinidad al nacer de 106 nacimientos de niños por cada 100 de niñas.

Para la primera mitad del siglo XX se han recuperado cerca de un millón de nacimientos, de los cuales el 68 por ciento son de sexo femenino. En el primer decenio del siglo equivalen a un 3,1 por ciento de los nacimientos registrados de niños y a un 7,3 por ciento de los de niñas. Esos valores se reducen drásticamente, situándose en los años cuarenta en el 0,4 y el 0,5 por ciento, respectivamente, de los nacimientos publicados en el MNP.

En síntesis, el protocolo de corrección se ha basado en dos premisas: a) la cobertura de las defunciones en las primeras décadas del siglo era aceptable; b) los saldos migratorios en la infancia eran nulos. Bajo esos supuestos, en esta etapa se ha reestimado la serie de nacimientos hasta el año 1950 a partir de las poblaciones censales de 5 a 9 años y de las defunciones por generación. En una segunda etapa, como veremos posteriormente, se han corregido los efectivos censales de menores de cinco años utilizando la serie corregida de nacimientos y sus defunciones por generación.

## 2.3 Las estadísticas de población

El conocimiento del número y de las características de los habitantes de un país tiene una larga tradición, que en sus orígenes se remonta a enumeraciones con una finalidad fiscal o militar. Los censos históricos tuvieron su origen en la España de mediados del siglo XVI y se

---

<sup>129</sup> Este procedimiento fue utilizado por F. Viciano (1998: *op. cit.*) para la reconstrucción de las series de nacimientos de Andalucía y España.

<sup>130</sup> La bondad del procedimiento de corrección se ha testado recalculando los residuos generacionales a partir de la serie de nacimientos corregidos. Por ejemplo, para las cohortes nacidas entre 1921 y 1925 el residuo relativo es del 1,8 por ciento en los hombres y del 4,8 por ciento en las mujeres con los nacimientos publicados, y del -0,02 y del -0,07 por ciento con los corregidos. Si bien el residuo no es nulo, como correspondería a la hipótesis realizada sobre el saldo migratorio en esas edades, se sitúan muy próximos a ese valor.

caracterizaron por su falta de continuidad y uniformidad territorial, y por utilizar como unidad de recuento los vecinos, entendidos como jefes de familia sometidos a cargas fiscales y/o militares. En su acepción moderna, los censos se definen como el conjunto de operaciones encaminadas a recoger, recopilar, evaluar, analizar y divulgar los datos demográficos, económicos y sociales relativos a todos los habitantes de un país y de sus divisiones administrativas, en un determinado momento temporal. Sus características básicas son: a) abarca la totalidad de un territorio definido con precisión e incluye a todas las personas presentes en él; b) la información se requiere de forma individual y nominativa; c) los datos se recopilan referenciados a un mismo momento temporal; y, d) se realizan periódicamente, disponiendo de una secuencia temporal fija y comparable.

Un elemento básico para la aparición de los censos modernos fue el desarrollo de un aparato administrativo especializado en las labores estadísticas con la creación en 1857 de la Comisión Estadística General del Reino. Ese organismo fue el encargado de realizar el Censo de 1857, primero basado en una inscripción nominal, lo que lleva a considerarlo como el primer censo moderno español<sup>131</sup>. En la segunda mitad del siglo XIX se realizaron otros censos en 1860, 1877, 1887 y 1897. Posteriormente se fijó su periodicidad, realizándose con fecha de referencia a 31 de diciembre de los años acabados en 0, excepto los de 1981 y 1991 que fueron a 1 de marzo, y el de 2001 a 1 de noviembre.

Además, se dispone de otra fuente de información, el Padrón Municipal de Habitantes. Los padrones son un registro de tipo administrativo, mantenido y actualizado por los ayuntamientos donde se recoge la relación de los habitantes de su término municipal. Su carácter dinámico proviene de la obligación que tienen los ciudadanos de comunicar las altas y bajas de residencia, así como los nacimientos y las defunciones de los residentes en el municipio. Ese registro presentaba deficiencias que tenían su origen, por un lado, en la actitud de los ciudadanos que desconocían o demoraban el acto administrativo, y por otro, de la gestión que de él realizaban los ayuntamientos. Por este motivo, los padrones municipales se renovaban cada cinco años, coincidiendo con las operaciones censales y en los años acabados en 5 o en 6. Su tratamiento estadístico dio lugar a las publicaciones del Padrón Municipal de Habitantes de 31 de diciembre de 1965 y 1975, y de 1 de abril de 1986 y 1996.

En los últimos años se han articulado una serie de medidas tendentes a convertir ese registro administrativo en un registro continuo de población. El objetivo era disponer con mayor periodicidad de información sobre el número de habitantes de España, sobre algunas de sus características básicas y sobre su distribución territorial. En el año 1996 se procedió a

---

<sup>131</sup> Desde mediados del siglo XVIII con el Catastro del Marqués de la Ensenada (1749-1753), los Censos de Aranda (1768-69), Floridablanca (1787) y Godoy (1797) se fueron introduciendo una serie de modificaciones: a) la pérdida de su finalidad fiscal o militar; b) la mayor uniformidad territorial; c) la unidad de recuento pasó a ser el habitante; d) la universalidad, al dejar de estar excluidos ciertos estamentos; y, e) el aumento en el número de características sociodemográficas. Véase D. Reher y A. Valero (1995: *Fuentes de información demográfica en España*) y D. Reher (1997: *Fuentes para el estudio de la población*)

una reforma basada en un nuevo sistema de gestión continuado e informatizado de los padrones bajo la supervisión del INE. Del tratamiento agregado de los padrones se obtienen con periodicidad anual, a 1 de enero de cada año, las cifras oficiales de población de los municipios españoles, siendo la primera la del año 1998. Las dificultades inherentes a la implementación de un sistema basado en un registro continuo de la población, cuya base es de tipo administrativo, se vieron agravadas por su coincidencia temporal con la eclosión de la inmigración extranjera<sup>132</sup>.

En los últimos años, se asiste a un debate sobre la calidad de esa fuente en relación con las cifras de extranjeros residentes, pero también de los efectivos de nacionales españoles. La población de España según el Padrón Continuo aumentó 1,64 millones de personas entre el 1 de enero de 1999 y el 1 de enero de 2002, alcanzando los 41.837.894 habitantes. En el trienio 1999-2001 el crecimiento vegetativo fue de 91 mil personas y los extranjeros con residencia legal aumentaron en 389 mil, restando por explicar una diferencia de casi 1,15 millones de residentes. La mayor parte correspondería a extranjeros en situación irregular, pero también a dobles empadronamientos, relevantes entre la población de nacionalidad española, y a un sobregistro de los extranjeros al no disponer de datos sobre sus salidas del territorio español<sup>133</sup>. A principios del año 2004 la población registrada era de 43,2 millones, con un aumento de 1,35 millones de personas en el bienio 2002-2003, cuando el crecimiento natural fue de 106 mil personas y el flujo de extranjeros de 916 mil inmigrantes según la EVR. Las últimas cifras oficiales, a 1 de enero de 2006, fijan una población de 44,7 millones, aunque dicha cifra está afectada por un nuevo cambio en los procedimientos de gestión y de depuración del Padrón<sup>134</sup>.

---

<sup>132</sup> I. Villán Criado (2001: *La información estadística y demográfica*)

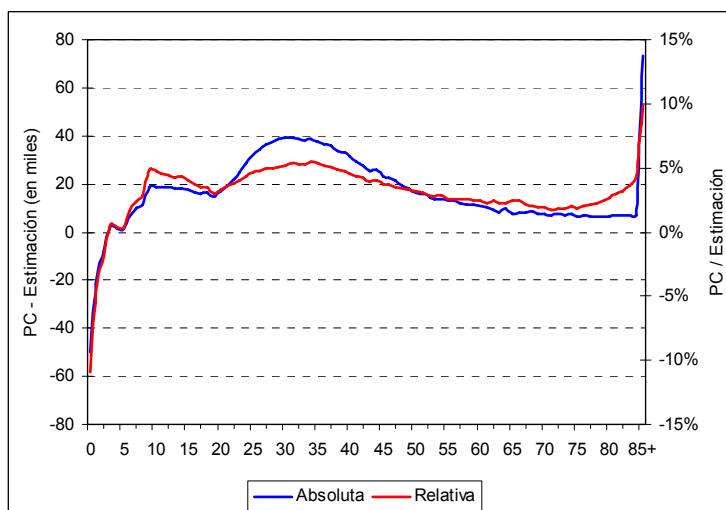
<sup>133</sup> Desde el año 2002 se dispone de datos sobre salidas al extranjero, aunque como afirma el INE “se recogen algunas bajas de extranjeros, pero sólo en la medida en que los Ayuntamientos tienen conocimiento de su regreso al extranjero, lo que ocurre en un porcentaje desconocido” (ww.ine.es). En el año 2002 se registraron algo menos de 37 mil salidas al exterior, de las cuales el 19 por ciento era de población de nacionalidad extranjera, mientras que en el año 2005 aumentaron hasta alcanzar las 68 mil, con un peso de los extranjeros del 72 por ciento.

<sup>134</sup> La reforma de la Ley Orgánica sobre Derechos y Libertades de los Extranjeros en España (LO 14/2003), y otras disposiciones legales, estableció la renovación periódica cada dos años de las inscripciones padronales de extranjeros no nacionales comunitarios sin autorización de residencia permanente, y la caducidad de su inscripción en el caso de no producirse dicha renovación. El objetivo era reflejar mejor la realidad de la población extranjera en España, sustrayendo del Padrón aquellos extranjeros de los cuales no se tenía constancia de su permanencia en el territorio nacional. Esas renovaciones plantean diversos interrogantes ya que, por un lado, están sujetas a que el inmigrante esté informado del procedimiento y de que lo ejecute, y, por otro lado, de la propia actitud de la administración local.

El proceso de renovación concluía a finales de 2005 pero se prolongó durante los primeros meses de 2006, reflejándose sus efectos en las cifras de población a 1 de enero de 2006. Según los datos provisionales del Padrón las bajas por caducidad ascendían a casi medio millón de personas, aunque la posterior revisión por parte del Consejo de Empadronamiento de las cifras de población antes de su aprobación definitiva por el Consejo de Ministros las han reducido sensiblemente. No obstante, este cambio normativo ha dejado su huella en el crecimiento del año 2005 que se ha situado en 600 mil personas, cifra inferior a las 900 mil del año 2004.

La población del Censo de 2001, trasladada a 1 de enero de 2002, era inferior a la del Padrón en cerca de 900 mil personas. Si bien la operación censal no estuvo exenta de deficiencias, con un subregistro difícil de cuantificar, pero relevante en algunas provincias como las insulares, sus resultados plantean incertidumbres sobre la cifra de habitantes. Ante tales disparidades, el INE considera que los datos censales son de tipo estadístico, mientras que las poblaciones oficiales son las del Padrón Continuo<sup>135</sup>. Esa distinción entre el carácter de ambas fuentes no solventa el dilema que afrontan los investigadores, y los usuarios en general, cuando han de optar entre una u otra cifra de población. Las discordancias más importantes se dan en los efectivos de extranjeros que en el Censo ascendían a 1,55 millones y en el Padrón a 1 de enero de 2002 a 1,98 millones.

Gráfico 2.4: Diferencias etáreas entre Padrón Continuo y la estimación postcensal a 1 de enero de 2005. España.



Fuente: Padrón Continuo 2005 y estimación propia de la población postcensal.

La estructura demográfica del colectivo de la población de nacionalidad extranjera comporta que las mayores diferencias absolutas se localicen en las edades adultas-jóvenes, aunque en términos relativos son más relevantes las que se producen en ambos extremos de la pirámide poblacional, debido a retrasos en dar de alta a nacidos y de baja a difuntos en el Padrón (Gráfico 2.4). Por un lado, los niños están infravalorados en el Padrón con un subregistro en relación con el Censo de 2001 del 8 por ciento en los menores de cinco años, que en los de 0 años alcanza el 11 por ciento y en los de un año el 4 por ciento). Por otro

<sup>135</sup> “Las cifras de población del Censo (de 2001) ... se consideran como las más precisas que se pueden elaborar con la información disponible. Su consideración es puramente estadística, es decir, no son cifras oficiales de población. Las cifras oficiales son las que se derivan del procedimiento de gestión de los padrones municipales” ([www.ine.es/censo2001/](http://www.ine.es/censo2001/))



lado, el Padrón sobredimensiona los efectivos de ancianos, con una población de 80 a 84 años superior en un 4 por ciento a la censal, alcanzándose una diferencia del 10 por ciento en el grupo de 85 y más años. El uso de las pirámides de población de una u otra fuente como denominador para el cálculo de las tasas de mortalidad no es una cuestión banal, pues desemboca en unos dispares niveles y ritmos de descenso de la mortalidad. Por ejemplo, la tasa de mortalidad femenina de la población de 85 y más años se redujo en los años noventa en un 10 por ciento si utilizamos como denominador del bienio 2000-2001 los efectivos censales y en un 17,5 por ciento si empleamos los efectivos padronales. Obviamente, las conclusiones que se extraen sobre los avances en la longevidad de las españolas durante ese decenio no son las mismas, como tampoco lo es su previsión de futuro.

En esta tesis se ha descartado el uso de las cifras del Padrón Continuo, realizándose para los últimos años estimaciones postcensales a partir del Censo de 2001 y de los fenómenos demográficos registrados.

### *2.3.1 Padrones Municipales de Habitantes y estimaciones intercensales del INE*

La información censal puede complementarse con las renovaciones padronales de los años 1975, 1986 y 1996. Una primera cuestión a dilucidar era si se utilizaban o no esos Padrones como pivotes intermedios para la estimación de las poblaciones intercensales, o bien se empleaban exclusivamente los datos censales. Una segunda hacía referencia al uso o no de las poblaciones intercensales del INE para las últimas décadas.

#### *2.3.1.1 Calidad y exhaustividad de los Padrones Municipales de Habitantes*

La calidad de esta fuente ha sido objeto de controversia, como se constata de la propia reticencia del propio organismo estadístico en usarlos como denominadores de las tasas, como pivotes en sus estimaciones anuales de población, o como poblaciones iniciales o de partida en las proyecciones de población.

En el año 1980, el organismo estadístico publicó una estimación de la población española para cada año del periodo 1961-1978. Los objetivos eran: a) resolver las inconsistencias entre el Censo de 1970 y el Padrón de 1975; b) solventar los sesgos en la distribución por edades de los censos y padrones; y, c) ofrecer estimaciones anuales de población edad a edad<sup>136</sup>. En relación con el primer punto, el INE constató que el saldo migratorio que se derivaba del uso

---

<sup>136</sup> INE (1980: *Evolución de la población española en el periodo 1961-1978*)

de los datos padronales era incoherente al aparecer saldos positivos en edades difícilmente inmigratorias. En su opinión, “la calidad estadística respecto a la cobertura del censo y del MNP es lo suficientemente fiable como para hacer buena la hipótesis de que ambos datos son los correctos. Ello hacía, por tanto, necesario estimar el saldo migratorio del periodo y con él ‘retocar’ el efectivo global del Padrón” (INE, 1980, p. 10), ya que éste sobreestimaba la población española. Para realizar la corrección supuso que el saldo migratorio del primer quinquenio de la década de los setenta fue negativo, de menos 183.000 personas, reduciendo en casi 300 mil habitantes la cifra padronal. En 1996, el INE<sup>137</sup> retomó los cálculos, realizando un nuevo ajuste para asegurar la coherencia con los datos del Censo de 1981. La población a finales de 1975 se fijó en 35,9 millones, es decir 213 mil personas menos que en el Padrón.

El INE estimó también las poblaciones anuales para el periodo intercensal 1981-1991<sup>138</sup>. La población a 1 de enero de 1986 era de 38,48 millones de habitantes, inferior a los 38,65 millones del Padrón de 1986. Las cifras del Padrón de 1996, con 39,7 millones de habitantes, presentaban nuevas incoherencias, ya que el saldo migratorio con el Censo de 1991 alcanzaba las 588 mil personas. Si bien parte del saldo se debería a la inclusión de individuos no contabilizados y a la emergencia de la inmigración extranjera, el organismo estadístico consideró que difícilmente podía ser atribuida en exclusiva a esos fenómenos. Por tanto, o bien existía una subestimación de la población en el Censo, o bien un sobregistro en el Padrón, o una combinación de ambas. En opinión del INE, la segunda razón era la más plausible, como confirmaban los resultados de la proyección de la población española con base en el Censo de 1991. Esa proyección estimaba, a partir de una hipótesis de inmigración extranjera de 35.000 personas año, una cifra de 39,25 millones a 1 de enero de 1996<sup>139</sup>; es decir, 434 mil menos que en el Padrón. Las actuales poblaciones intercensales del INE, basadas en los resultados del Censo de 2001, estiman para principios de 1996 una cifra inferior en 300 mil personas a la del Padrón de ese año.

La cifras padronales sobreestiman las intercensales de España, pero a escala provincial se observa una gran pluralidad de situaciones (Mapa 2.2). No obstante, la heterogeneidad territorial entre ambas cifras de población se ha reducido de forma apreciable, ya que la media provincial de las diferencias relativas entre cifras padronales e intercensales era del 2 por ciento en 1975, del 0,9 por ciento en 1986 y del 1 por ciento en 1996. Las provincias con diferencias superiores al  $\pm 3$  por ciento han pasado de 13 en 1975 a 3 en 1986 y 1996.

En el año 1975, las diferencias más acusadas se localizaban en Santa Cruz de Tenerife, con una población padronal superior en un 6,5 por ciento a la intercensal, seguida por las provincias más urbanizadas e inmigratorias, con valores entre el 2 y el 4 por ciento. En el otro

---

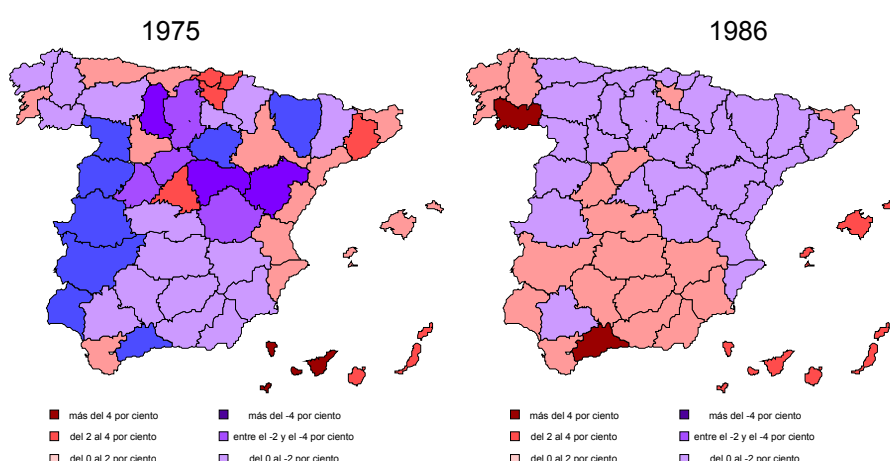
<sup>137</sup> INE (1996: *Evolución de la población de España entre los Censos de 1970 y 1981*)

<sup>138</sup> INE (1997: *Evolución de la población de España entre los Censos de 1981 y 1991*)

<sup>139</sup> En el año 2001 el INE revisó esas proyecciones estimando una población de 39,25 millones de personas, cifra inferior a la del Padrón de 1996 ([www.ine.es](http://www.ine.es))

extremo, se ubicaban las tradicionalmente emigratorias, destacando Teruel, Palencia y Guadalajara, con una población padronal un 4 por ciento inferior a la intercensal. Una posible explicación de esas diferencias radica en la metodología que utilizó el INE en el cálculo de las poblaciones intercensales y los sesgos que introducen las migraciones de los años setenta. El instituto estadístico calculó en primer lugar la población de España por sexo y edad a partir de una serie de correcciones de los censos de 1970 y 1981, siguiendo los efectivos por cohorte a partir de sus nacimientos, de sus defunciones y de una estimación del saldo exterior. Por el contrario, las estimaciones de las Comunidades Autónomas y de las provincias fueron elaboradas mediante interpolación entre los efectivos de ambos censos, ajustando a posteriori los resultados de las CCAA con los nacionales, y los de las provincias con su respectiva Comunidad. Para esos ámbitos la variación de los efectivos de las generaciones es lineal, ya que las defunciones y las migraciones se repartían uniformemente durante el decenio. El interrogante que se plantea es si esa equidistribución se ajusta a la dinámica migratoria provincial de los años setenta. Desgraciadamente, la respuesta a esta cuestión está muy condicionada por la propia calidad de los datos sobre migraciones<sup>140</sup>. Realizada esa salvedad, los saldos migratorios fueron de diferente intensidad, aunque no de signo, en los dos quinquenios de la década, ya que su magnitud fue superior entre 1971-75. En las provincias emigratorias, la concentración del saldo en el primer quinquenio provocó que la estimación intercensal, al repartirlo uniformemente durante todo el decenio, introdujera una desviación al alza en la población estimada para el año 1975; mientras que en aquellas con saldo positivo se daba la situación contraria. A excepción de algunos casos, como las provincias canarias, la divergencia entre las cifras del Padrón de 1975 y las intercensales del INE podría atribuirse a este hecho, ya que las intercensales superan a las padronales en las provincias emigratorias, mientras que en las inmigratorias tiende a suceder lo contrario.

Mapa 2.2: Diferencia relativa entre padrón y población intercensal del INE.



Fuente: elaboración a partir de los padrones de 1975 y 1986, retrotraído a 1 de enero, y de las poblaciones intercensales del INE (1996: *op. cit.*; 1997: *op. cit.*)

<sup>140</sup> INE (1991: *Migraciones. Quinquenio 1971-75*; 1992: *Migraciones. Quinquenio 1976-81*)

En el año 1986 se observa una mayor concordancia entre las cifras padronales y las intercensales, ya que en 34 provincias la diferencia era inferior al  $\pm 0,8$  por ciento, aunque muy acusada en Ourense y Málaga con un 7,8 y un 5,8 por ciento más de empadronados. La menor diferencia se debe a una mejora de la fuente padronal y al uso de más información en la estimación de las poblaciones intercensales provinciales. Esos factores explicarían también la mayor concordancia entre el Padrón de 1996 y la correspondiente estimación intercensal, ya que sólo en Alicante, Almería, Málaga y Las Palmas las cifras padronales superan entre un 2,5 y un 4,5 por ciento a las intercensales del INE<sup>141</sup>.

En esta investigación se ha descartado utilizar los Padrones Municipales de Habitantes, ya que tienden a sobrestimar los efectivos de población de España y se caracterizan por una alta heterogeneidad territorial.

### 2.3.1.2 Las estimaciones intercensales del Instituto Nacional de Estadística

El organismo estadístico ha elaborado estimaciones intercensales de población desde el Censo de 1970<sup>142</sup>. Para España esas estimaciones ofrecen datos por sexo y edad simple hasta 100 y más años, y para las provincias por grupos quinquenales de edad hasta 85 y más años. Si bien esas estimaciones son ampliamente utilizadas como denominadores para el cálculo de tasas en los estudios sociodemográficos, se ha considerado más conveniente elaborar una serie propia tanto para el ámbito nacional como para el provincial. Las razones que justifican esa decisión son varias:

- Las poblaciones intercensales del INE no abarcan todo el periodo objeto de estudio. Por tanto, con independencia de su uso, era imprescindible realizar una estimación de los efectivos anuales por sexo y edad simple desde 1910 hasta 1970 para España y de la década de los sesenta para las provincias. Para calcular esas poblaciones había que realizar una serie de ajustes y operaciones previas sobre los datos demográficos de base que, en algunos aspectos, difería de las realizadas por el INE. Esto provocaría una ruptura metodológica entre ambas series, siendo más coherente disponer de un único juego basado en datos corregidos con idéntico protocolo y calculadas mediante un procedimiento estandarizado.
- Las estructuras por sexo y edad simple de los censos, sobre las que pivotan las estimaciones del organismo estadístico, son sometidas a un proceso previo de suavizado. El uso de las estimaciones del INE implicaría tener que alisar también las defunciones por edad y por causa de las generaciones nacidas durante la Guerra Civil y la inmediata posguerra para evitar que se produjesen fuertes fluctuaciones en las tasas y en los cocientes de mortalidad por edad simple. En este sentido, para los datos más

---

<sup>141</sup> Aún no se dispone de la metodología de las estimaciones intercensales 1991-2002 del INE.

<sup>142</sup> Para España también se dispone de estimaciones anuales para la década de los sesenta, con tabulación por sexo y grupo de edad quinquenal hasta 70 y más años (INE: 1980: *op. cit.*)

recientes, tanto de población como de defunciones, es más correcto asumir que la declaración de la edad es correcta y, por consiguiente, no realizar ningún tipo de ajuste.

- El INE calculó las poblaciones provinciales intercensales de la década de los setenta mediante interpolación lineal entre los Censos de 1970 y 1981, con posterior ajuste de los resultados provinciales a los de su respectiva Comunidad Autónoma. Esa metodología implica una pérdida de información, al no considerarse las defunciones registradas. Además, un análisis gráfico de la evolución de los efectivos de las provincias muestra, como mínimo en 14 de ellas, oscilaciones en la serie durante el segundo quinquenio de los setenta. En las estimaciones para la década de los ochenta, el INE integró las cifras de nacimientos y de migraciones, pero continuó basándose en el uso de tablas de mortalidad.
- Las estimaciones del organismo estadístico tabulan las poblaciones provinciales por sexo y grupos de edad quinquenal, lo que obligaría de todas maneras a aplicar algún tipo de procedimiento de desagregación de los efectivos de 0 años para poder calcular las tablas de mortalidad abreviadas.

Finalmente, el INE no dispone de estimaciones para el periodo posterior al Censo de 2001, ya que para los primeros años de este siglo utiliza una adaptación de los resultados del escenario 1 de la vigente proyección de la población española. Dos motivos justifican que no se considere el uso de esas poblaciones. En primer lugar, las estructuras por edad de las poblaciones de partida de las proyecciones han sido suavizadas por el organismo estadístico, con los inconvenientes que conlleva a la hora del cálculo de los indicadores por edad. En segundo lugar, los resultados se ajustan a la dinámica demográfica reciente de España, pero presentan diferencias con los datos registrados en algunas provincias.

### 2.3.2 *Análisis y corrección de los censos*

La calidad de los recuentos poblacionales depende de la cobertura de la operación censal, que debe cumplir con el requisito de registro único y universal de todos los individuos presentes en el territorio en un momento concreto. Dos aspectos de signo contrario pueden afectar dicha cobertura<sup>143</sup>. Por un lado, la existencia de duplicidades por la contabilización de un individuo en más de un municipio. Por otro lado, el subregistro de ciertos colectivos, bien porque no son detectados, bien porque no son declarados. Además, hay que considerar la exactitud de la información recogida; es decir, que ésta refleje fidedignamente las

---

<sup>143</sup> J. Leguina considera que el censo “de 1940 –dadas las condiciones del país en la época– fue particular y justificadamente deficiente. Menos justificación parece tener el fracaso sin paliativos que constituyó el censo de 1960” (1973: *op. cit.*: p. 115). En opinión de D. Reher y A. Valero (1995: *Fundamentos de demografía*) los censos de 1900 a 1920 presentan un subregistro de la población que va reduciéndose progresivamente; el censo de 1930 tiene una buena calidad; los censos de 1940 a 1970 presentan una tendencia a sobreestimar la población; mientras que los de 1981 y 1991 vuelven a plantear dudas sobre una cierta subestimación de los efectivos poblacionales.

características sociodemográficas de los individuos. La multiplicidad de preguntas censales dificulta realizar una evaluación de conjunto. Algunas, como el lugar de origen, tienen por su naturaleza menos sesgos que aquellas en las que el margen de autoclasificación de la población es mayor, como las referidas a la actividad económica. Para los objetivos de esta tesis, la atención se centra en la variable edad, tanto en relación con aquellos individuos de los que se desconoce su edad como de los errores en la edad que se declara.

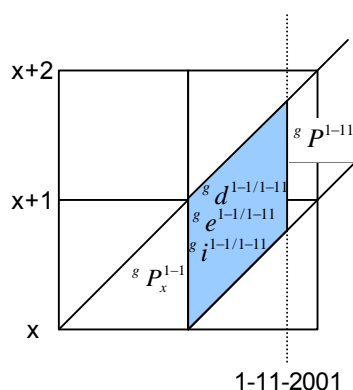
### 2.3.2.1 Operaciones previas

Antes de abordar el análisis de la calidad de los censos ha sido necesario realizar un conjunto de operaciones previas con el fin de disponer de un conjunto de estructuras por sexo y edad simple homogéneas y datadas en el mismo momento del año.

- La retrotracción de las poblaciones censales

Los censos tenían como fecha de referencia el 31 de diciembre del año censal. Esa fecha presentaba la ventaja de que los individuos que declaraban una misma edad pertenecían a la misma generación. En los censos más recientes se modificó el momento de referencia, siendo el 1 de marzo en los Censos de 1981 y de 1991, y el 1 de noviembre en el de 2001. Ese cambio truncó la concordancia edad-generación, ya que los efectivos de una edad cumplida corresponden a nacidos en dos años. Por ese motivo, en esos censos se incluye una tabla básica que clasifica la población según el sexo y el año de nacimiento.

La correspondencia edad-cohorte es básica para el cálculo de los saldos migratorios por generación y de las poblaciones intercensales. Por tanto, para los últimos tres censos ha sido necesario estimar los efectivos por edad simple a 1 de enero del año censal, a partir de la población censal por año de nacimiento y de los fenómenos demográficos por generación entre esa fecha y el momento de referencia del censo. Como se pretende obtener la población a una fecha anterior, el signo de los componentes del crecimiento se invierte, sumando a la población por año de nacimiento las defunciones y los emigrantes y restando los inmigrantes. En el siguiente Diagrama de Lexis se muestra la retrotracción a 1 de enero de la población por año de nacimiento del Censo de 2001.



$${}^g P_x^{1-1-2001} = {}^g P^{1-1-2001} + {}^g d^{1-1/1-11} + {}^g e^{1-1/1-11} - {}^g i^{1-1/1-11}$$

El proceso de retrotracción requiere disponer de los eventos demográficos clasificados por sexo, generación, mes de ocurrencia y provincia de residencia. La información sobre defunciones se han obtenido a partir de tabulaciones específicas de los registros individuales de los ficheros de microdatos de los años 1981, 1991 y 2001. En la retrotracción de los dos últimos censos se han integrado también los inmigrantes y los emigrantes a partir de una tabulación propia de la Estadística de Variaciones Residenciales de los años 1991 y 2001 según sexo, año de nacimiento, mes de alta, origen y destino. La inclusión de los flujos migratorios deviene fundamental en el proceso de retrotracción del Censo de 2001, ya que se ejecuta sobre un periodo temporal que abarca casi todo el año, y coincide con una fase de fuerte aceleración de la inmigración proveniente del extranjero<sup>144</sup> y de incremento de los intercambios migratorios interprovinciales. Para la retrotracción del Censo de 1981 sólo se han considerado las defunciones, lo que equivale a suponer que el saldo migratorio de España y de las provincias en los dos primeros meses de ese año fue nulo.

- El grupo de edad abierto

Los censos tabulan la población por sexo y edad simple con grupo abierto por encima de los 100 años. No obstante, las publicaciones del Censo de 1960 finalizaban en un grupo de 80 y más años, y las del Censo de 1970 en uno de 85 y más años. Esos grupos abiertos dificultan la estimación de los efectivos intercensales y limitan el análisis de la mortalidad en edades avanzadas, siendo necesario desagregarlos hasta 100 años y más.

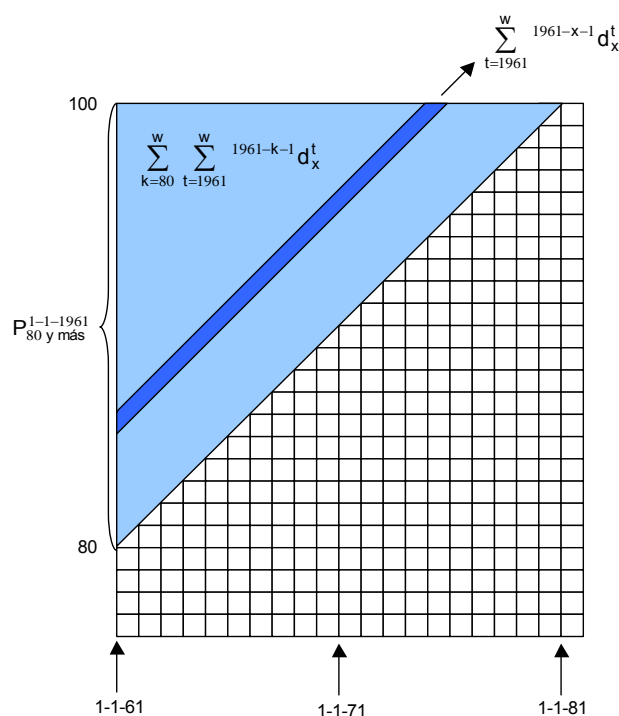
La desagregación de los grupos abiertos puede abordarse a partir de la información sobre la estructura por edad de un censo anterior y de las defunciones por generación entre ambos censos. Es decir, a la población por edad simple de 70 y más años del Censo de 1950 se le sustraen las defunciones por generación para obtener los supervivientes de más de 80 años clasificados por edad simple diez años más tarde. El total de supervivientes no coincide con los censados en el grupo abierto por las migraciones y por desajustes imputables a deficiencias en las fuentes demográficas. No obstante, bajo la hipótesis que la intensidad de la migración en las edades avanzadas es similar en todas las cohortes, el peso relativo de los supervivientes de cada edad sobre el total del grupo puede utilizarse como factor de distribución del grupo abierto de 80 años y más del Censo de 1960. El procedimiento se repetiría para desagregar el grupo de 85 y más años del Censo de 1970, partiendo ahora de la población por edad simple a partir de los 75 años estimada en la etapa anterior para el Censo de 1960. Un requisito era que el procedimiento fuese válido para desagregar también los grupos abiertos de las provincias, pero no es posible aplicarlo para ese ámbito, ya que en el Censo de 1950 se publicó a escala provincial la variable edad por grupos quinquenales hasta los 15 años, por grupos decenales hasta los 65 años, y con grupo abierto a partir de esa edad.

---

<sup>144</sup> La inmigración procedente del extranjero en enero y febrero de 1991 según la EVR fue de 4.535 personas, mientras que en los diez primeros meses de 2001 ascendió a 342.377 personas.

De forma inversa, la reconstitución hacia atrás de las distintas generaciones, basada en un censo posterior con grupo abierto en 100 y más años, tampoco es una solución válida, ya que sólo permite desagregar hasta un límite de edad diez años menor en cada censo. A partir del Censo de 1981 se podría obtener la estructura por edad simple hasta 90 y más años del Censo de 1970, y posteriormente hasta 80 y más años del Censo de 1960.

El método debe, por tanto, apoyarse en otra información demográfica, en este caso en las defunciones. El procedimiento que se ha empleado desagrega el grupo abierto de esos dos censos a partir del acumulado de las defunciones por generación desde el momento censal. Las cohortes que en el censo de 1960 tenían 80 y más años, y en el de 1970 más de 85 años, ya se han extinguido, pudiendo estimarse sus efectivos en los momentos censales a partir de la suma de las defunciones por generación desde 1961 en el primer caso y desde 1971 en el segundo. Por ejemplo, el total de óbitos de hombres nacidos antes de 1881, los que tenían más de 80 años en el Censo de 1960, fue de casi 130 mil. Esa cifra es superior en un 2,5 por ciento a la población de 80 y más años censada en 1960, que fue de 127 mil personas. La diferencia para el conjunto de España puede atribuirse a un efecto de las migraciones de retorno, de tal manera que una parte de esas defunciones se corresponden con individuos que no se encontraban presentes en el territorio nacional cuando se realizó el censo de 1960. Una vez reconstruidos los efectivos de cada generación a 31 de diciembre de 1960 y de 1970 se ha calculado el peso relativo que representaba cada una de las cohortes sobre el total del grupo abierto. Esos pesos son los factores de ponderación que se han utilizado para repartir el grupo de edad abierto del censo. La fórmula para desagregar el grupo abierto de 80 y más años del Censo de 1960 en edades simples se presenta de forma esquemática en el siguiente Diagrama de Lexis.



$$P_x^{1-1-1961} = P_{80 \text{ y más}}^{1-1-1961} \times \frac{\sum_{t=1961}^w 1961-x-1 d^t}{\sum_{k=80}^w \sum_{t=1961}^w 1961-k-1 d_k^t}$$



Este protocolo se ha aplicado también para desagregar los grupos de edad abiertos de las provincias. En algunas unidades las diferencias entre los efectivos censados y estimados a partir del acumulado de las defunciones son muy importantes por el mayor papel de las migraciones en su dinámica demográfica. No obstante, las desviaciones que introducen los movimientos migratorios en el procedimiento de desagregación sólo serían relevantes si su intensidad no fuese igual en las distintas generaciones que conforman el grupo de edad abierto, pudiendo asumirse de forma razonable que su incidencia es muy similar en las distintas cohortes que componen la población de más edad.

#### 2.3.2.2 La declaración de edad

La ausencia de declaración de la edad es un indicador indirecto de la calidad de un censo, aunque en determinadas situaciones la contrapartida a bajos porcentajes de "no consta" es un elevado grado de inexactitud en la edad que se declara, tal como sucedía en los censos españoles de la primera mitad del siglo XX. Las publicaciones incluían hasta el Censo de 1970 una categoría de "no consta" la edad, mientras que posteriormente desaparece al ser imputada antes de la divulgación de los datos. El porcentaje de individuos que no declara la edad era en todos los censos inferior al 0,5 por ciento, sin diferencias apreciables en función del sexo. Los porcentajes más elevados se dieron en el Censo de 1920, con un 0,32 por ciento, y en el de 1960, con un 0,37 por ciento. A escala territorial, en el Censo de 1960 el porcentaje fue inferior al 0,1 por ciento en 38 provincias, localizándose el máximo en Santa Cruz de Tenerife con un 2,1 por ciento, seguida de A Coruña, Pontevedra y Ourense entre el 0,6 y el 0,9 por ciento. La ausencia de declaración de la edad puede estar relacionada con la edad que tienen los individuos, aunque no existe forma de cuantificarlo. Por tanto, no cabe más que asumir que es independiente de la edad, distribuyendo los "no consta" de cada sexo en función del peso de cada edad simple sobre el total del mismo sexo.

Otro aspecto que influía en la distribución etaria de las poblaciones provinciales era la tabulación sobre la base de la población de hecho en los Censos de 1960 y 1970. Ese criterio concentraba efectivos masculinos jóvenes provenientes de otras regiones en las provincias con centros universitarios y/o academias militares y acuartelamientos. Su impacto era más acusado en las provincias menos pobladas, como Huesca, y menor en las más habitadas, como Madrid o Zaragoza. Por ejemplo, en el Censo de 1960 los hombres de 22 años eran el 1,5 por ciento de la población masculina española, mientras que en la provincia de Madrid alcanzaban el 2,5 por ciento y en Huesca el 5,2 por ciento.

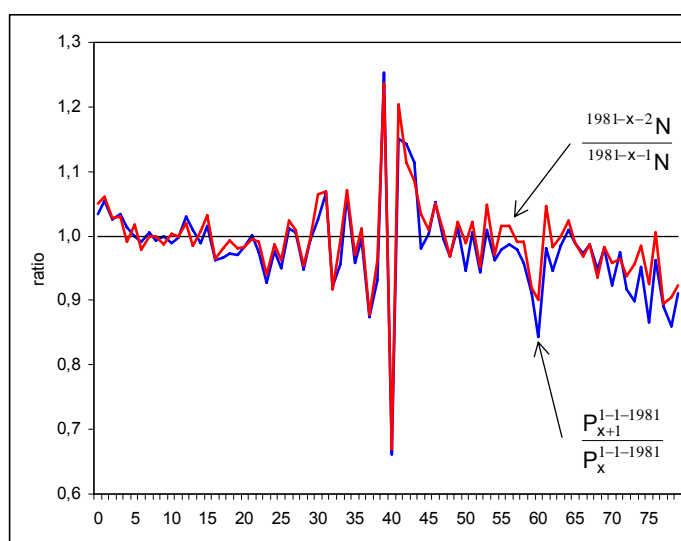
En los censos más antiguos se observan también los sesgos propios de la propensión a declarar más las edades terminadas en el dígito 0, en menor medida en 5, en detrimento de los de edades adyacentes. A principios del siglo XX esa atracción era muy importante con valores del índice de Myers superiores a 10 hasta el Censo de 1930, lo que se refleja en los peculiares perfiles que presentan las pirámides de población de los censos españoles de la primera mitad del siglo. Un análisis por sexo muestra que el fenómeno de la atracción de dígitos era mayor en las mujeres: por ejemplo, en el Censo de 1900 el valor del índice era de

12,3 en los hombres y de 16,4 en las mujeres, y en el Censo de 1950 de 4,8 y de 6,1, respectivamente. A partir del Censo de 1970 se observa una mejora muy significativa, con un valor del índice inferior a 3, ya que el cuestionario censal preguntó sobre la fecha de nacimiento, pasando la edad a ser una variable derivada. En los censos más recientes, su valor está determinado por las oscilaciones en el flujo anual de nacimientos, especialmente en los años de la Guerra Civil y de la posguerra, reflejando por tanto irregularidades de base demográfica en el perfil de la pirámide de población.

Las técnicas de suavizado de la distribución por edad simple de la población basadas exclusivamente en la información contenida en cada censo, como las utilizadas por el INE, tienen el inconveniente de eliminar las irregularidades asociadas a variaciones en el flujo de nacimientos. En el fondo, es como si las pirámides poblacionales se volviesen “ahistóricas”, al desaparecer las huellas que el devenir de los acontecimientos ha impreso en su perfil.

La solución pasa por integrar en la corrección de la estructura por edades una mayor cantidad de información demográfica. El método que se ha empleado parte de la pirámide de población de un censo reciente, cuya distribución por edad se considera correcta, y de las defunciones por generación, para ir rectificando hacia atrás la distribución por edad simple de los censos anteriores. El primer paso ha consistido en analizar las pirámides de los censos más recientes para decidir cuál se utilizaba como punto de partida de la corrección. La pirámide elegida ha sido la del 1 de enero de 1981, retrotraída del Censo de ese año, al ser la más próxima a los censos que iban a corregirse y presentar una estructura coherente. Esa coherencia se ha verificado analizando la concordancia entre la ratio de los efectivos de dos edades consecutivas y la relación entre los nacimientos de sus generaciones. Como se observa en el Gráfico 2.5 las diferencias de efectivos entre edades consecutivas responden a la presencia de cohortes de dispar tamaño fruto de las variaciones en la natalidad.

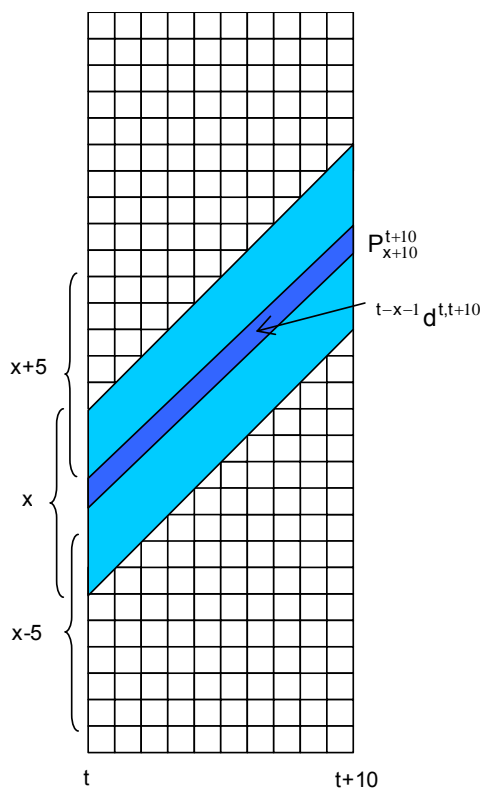
Gráfico 2.5: Relación entre los efectivos de dos edades consecutivas a 1 de enero de 1981 y ratio entre nacimientos de sus generaciones. España. Hombres.



Fuente: elaboración a partir del Censo de 1981, a 1 de enero, y de la serie corregida de nacimientos.

Además, los efectivos de ancianos que se derivan de ese censo son coherentes con los que se obtienen reconstruyéndolos a partir de las defunciones por generación. El contingente de las cohortes que a 1 de enero de 1981 tenían 80 y más años era de 720 mil personas, mientras que el acumulado de defunciones a partir de esa fecha y para esas generaciones es de 729 mil. La similitud también es elevada por edades simples, ya que hasta los 96 años las diferencias oscilan en la banda del  $\pm 4$  por ciento, siendo inferiores al  $\pm 2$  por ciento en 10 de las 17 edades. La excepción es la población más anciana, los mayores de 96 años, con unos efectivos censales muy superiores a los del acumulado de sus defunciones, lo que reflejaría un sobregistro en el Censo de ese colectivo. No obstante, el sesgo que introduce en el método de corrección es poco relevante, ya que el procedimiento no se basa en los totales por edad simple sino en la ratio entre los efectivos de generaciones sucesivas.

El método estima los supervivientes por edad simple en un momento censal a partir de los efectivos de su generación en un censo posterior y de las defunciones de la cohorte entre ambos censos. La población del censo que se corrige se ha agregado en grupos centrados en las edades acabadas en 0 y 5, es decir en los dígitos de mayor atracción. Posteriormente, los efectivos censados en cada grupo se han redistribuido por edad simple utilizando como factores de ponderación el peso relativo de los supervivientes a cada edad simple sobre el total del correspondiente grupo. Por tanto, esta metodología considera las diferencias de efectivos entre edades adyacentes debidas a las oscilaciones en la natalidad al mantenerse las ratios entre cohortes derivadas del Censo de 1981.



$$P_y^t = P_{x-3,x+3}^t \times \frac{P_{y+10}^{t+10} + {}^{t-y-1}d^{t,t+10}}{\sum_{y=x-3}^{x+3} (P_y^{t+10} + {}^{t-y-1}d^{t,t+10})}$$

Siendo x las edades acabadas en dígitos 0 y 5.

Este procedimiento se aplicó inicialmente agregando la población en grupos quinquenales de edad ( $P_{x-2,x+2}^t$ ). Si bien se eliminaban las irregularidades en el seno de cada uno de los grupos quinquenales, los resultados que se obtuvieron no fueron satisfactorios, ya que los efectivos de los grupos quinquenales centrados en las edades acabadas en 0 continuaban estando sobredimensionados en relación con sus grupos adyacentes centrados en las edades acabadas en el dígito 5. La razón estriba en la mayor atracción de la terminación 0 respecto de la 5, lo que ha obligado a ampliar el intervalo de los grupos de edad para permitir que el desplazamiento de efectivos abarque un mayor número de edades. Los mejores resultados se han logrado agregando los efectivos poblacionales en grupos de siete edades simples ( $P_{x-3,x+3}^t$ ). Esa agrupación provocaba que para las edades acabadas en 2, 3, 7 y 8 se dispusiese de dos estimaciones diferentes, la que provenía del grupo centrado en la edad 0 y la del grupo centrado en la edad 5. Por este motivo, se implementó un sistema recurrente que usaba la población corregida en una iteración como input de la siguiente corrección, concluyendo las iteraciones cuando las diferencias entre los efectivos de dos cohortes en el censo corregido y en el censo posterior alcanzaban un valor mínimo.

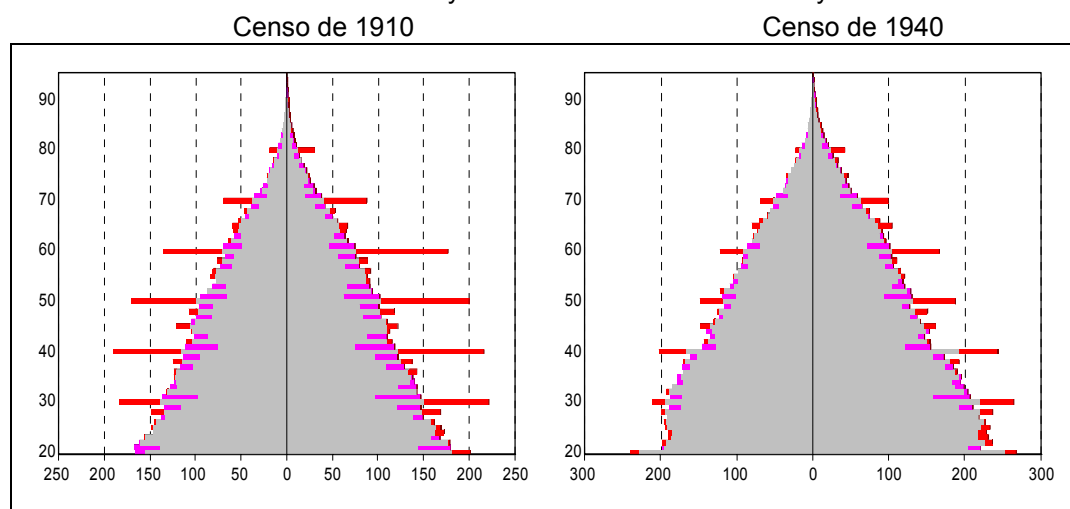
El procedimiento se empleó en primer lugar para corregir la estructura por edad del Censo de 1970 a partir de los efectivos a 1 de enero retrotraídos del Censo de 1981. Posteriormente, la pirámide corregida del Censo de 1970 se utilizó como base para rectificar la del censo anterior, y así sucesivamente hasta el Censo de 1910.

En el Gráfico 2.6 se han representado las pirámides de población de los censos de 1910 y 1940, superponiendo los efectivos corregidos y publicados. En el Censo de 1910 son muy visibles los sesgos provocados por la atracción de los dígitos, con una concentración de los efectivos en las edades terminadas en 0 y 5, y la consiguiente ausencia en las edades adyacentes. La pirámide de 1940 aún presenta un perfil de sesgos en la edad, aunque en términos relativos son menores. En el Censo de 1910 los efectivos femeninos corregidos de 60 años son un 53 por ciento inferiores a los publicados y los de 59 años un 41 por ciento superiores, mientras que en el de 1940 se sustrae un 37 por ciento a la edad 60 y se añade un 16 por ciento a la de 59 años. A pesar de la mejora en la variable edad, la corrección en el Censo de 1960 todavía comporta una reducción de un 9 por ciento en los efectivos de 60 años, mientras que en el Censo de 1970 se reduce al 2,3 por ciento.

La agregación de la población en grupos quinquenales de edad mitiga en gran parte los sesgos derivados de la declaración de edad en los Censos de 1960 y de 1970, pero presenta fuertes divergencias entre datos publicados y corregidos para los censos de las primeras décadas del siglo. A partir de las cifras publicadas los grupos quinquenales que incluyen la edad terminada en 0 son claramente superiores a los adyacentes, mientras que la distribución es más coherente con la serie corregida. Las diferencias entre ambas series en algunos casos superan el 10 por ciento, tal como sucede en el grupo de 60 a 64 años y en el de 80 a 84 años en los Censos de 1910 y de 1920. En los últimos censos, la estructura por edad quinquenal corregida presenta menos divergencias con la serie oficial, ya que para el conjunto de ambos sexos nunca supera al  $\pm 1$  por ciento en el Censo de 1960, a excepción del

grupo de 75 a 79 años con un 1,9 por ciento, y se sitúa por debajo del rango del  $\pm 0,7$  por ciento en todos los grupos de edad quinquenal en el de 1970.

Gráfico 2.6: Pirámides oficiales y suavizadas. Población de 20 y más años en miles.



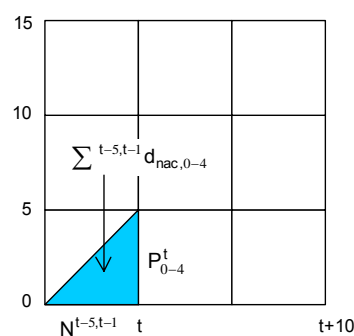
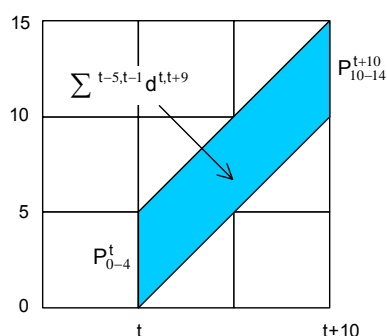
Nota: la trama roja son los efectivos que se sustraen de una determinada edad y la trama rosa los que se añaden a las edades adyacentes. Por tanto, la suma del área gris y roja equivale a la pirámide de población sin rectificar la estructura por edad, mientras que el área gris y rosa representa la pirámide de población corregida.

Fuente: elaboración propia.

La mayor consistencia de la variable en los Censos realizados en 1960 y en 1970, y el menor efecto de los sesgos una vez se agrupan las edades simples en quinquenales, justifica que no se hayan corregido las estructuras por edad de las poblaciones provinciales. Otras dos razones respaldan esa decisión. Por un lado, para ese nivel territorial existen dificultades operativas para implementar el método de corrección, ya que la distribución por edad simple presenta fuertes irregularidades por el escaso tamaño de algunas provincias y por el mayor impacto de las oscilaciones de la natalidad y de los movimientos migratorios. Por otro lado, la variable edad tampoco se ha corregido en la distribución de las defunciones, pudiendo asumir que se da un proceso de compensación entre numerador y denominador cuando se calculan los indicadores provinciales por grupos quinquenales de edad.

### 2.3.2.3 El subregistro de la población infantil

Los censos españoles tienden a subestimar los contingentes de niños, cuya incidencia puede cuantificarse de forma indirecta a partir de dos aproximaciones. La primera, comparando los niños de un censo con los supervivientes de sus generaciones en el siguiente censo. La segunda, relacionando la población censal menor de cinco años con sus contingentes iniciales de partida, es decir con los nacimientos del quinquenio anterior.



$$RI_{0-4,10-14}^{t,t+9} = P_{10-14}^{t+10} - (P_{0-4}^t - \sum^{t-5, t-1} d_{t, t+9}) \quad RI_{nac, 0-4}^{t-5, t-1} = P_{0-4}^t - (N^{t-5, t-1} - \sum^{t-5, t-1} d_{nac, 0-4})$$

- Aproximación a partir del censo posterior

Los efectivos de 10 a 14 años de un censo son sistemáticamente superiores a los de 0 a 4 años del censo precedente, cuando debería suceder lo contrario, como mínimo antes de 1970. La población infantil estaba sujeta a la mortalidad y a los movimientos migratorios cuya incidencia era negativa de acuerdo con el saldo exterior de España<sup>145</sup>.

El residuo intergeneracional se ha calculado como la diferencia entre los efectivos de 10 a 14 años de un censo y los supervivientes a esas edades que se obtienen detrayendo de la población de 0 a 4 años del censo anterior las defunciones por generación del periodo intercensal. Los resultados muestran elevados residuos de signo positivo, especialmente en las primeras décadas del siglo XX (Tabla 2.5).

Tabla 2.5: Residuo generacional intercensal entre los 0-4 años y los 10-14 años. España.

Censo Inicial	Censo final	Absoluto en miles		Relativo	
		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1911	1911	109	144	9,0%	12,2%
1921	1931	108	137	9,4%	12,1%
1931	1941	133	182	10,0%	14,2%
1941	1951	87	90	7,5%	8,0%
1951	1961	69	92	5,2%	7,4%
1961	1971	23	32	1,5%	2,2%
1971	1981	50	47	3,0%	3,0%
1981	1991	15	29	0,9%	2,0%
1991	2001	58	53	5,6%	5,4%

Nota: el residuo relativo se ha calculado sobre la población de 0 a 4 años del censo inicial.

Fuente: elaboración propia a partir de los censos y de las defunciones.

<sup>145</sup> A. García Barbancho y M. Delgado (1984: *Les erreurs sur l'âge de la population infantile dans les recensements espagnols*)

Entre 1910 y 1920 el incremento de las cohortes entre los 0-4 y los 10-14 años se sitúa cercano al cuarto de millón de personas, lo que representa un 10,3 por ciento en relación con los menores de cinco años en 1910. En los siguientes decenios los aportes continúan siendo de gran magnitud, destacando los 316 mil niños de los años treinta. En la década de los cincuenta y de los sesenta se reduce su volumen pero siguen siendo elevados, al representar un aumento de casi 161 mil y 55 mil niños, respectivamente. La magnitud de esos residuos no cuadra con el componente migratorio de la época y su valor es sistemáticamente superior en las niñas, lo que dificulta sostener la hipótesis de un fenómeno asociado a migraciones, ya que significaría que éstas habrían tenido un fuerte carácter selectivo en función del sexo. Asumiendo aceptables los datos de defunciones, los residuos sólo pueden explicarse por un sobregistro de la población de 10-14 años en el censo posterior, o por una subestimación de niños en el censo analizado, o por una combinación de ambos. Nuevamente, las diferencias entre sexos arrojan luz sobre esta cuestión, ya que resulta más lógico suponer un déficit de menores de cinco años, que afecta en mayor medida a las niñas, que una sobreestimación del colectivo de 10 a 14 años de mayor intensidad en el sexo femenino.

En el periodo más reciente los residuos se reducen y se insertan en una dinámica caracterizada inicialmente por el retorno de españoles y posteriormente por la inmigración de extranjeros, lo que explicaría su aumento en los años noventa en relación con el decenio anterior. En la última década, el residuo asciende a 111 mil niños, mientras que el flujo de inmigrantes en esas edades fue de 42 mil. La diferencia puede deberse a extranjeros censados en 2001 pero no contabilizados como inmigrantes en la EVR<sup>146</sup> y/o a deficiencias de cobertura de la población infantil en el Censo de 1991. Para dilucidar esa cuestión es necesario comparar estos residuos con los que se obtienen a partir de los nacimientos, ya que en ese caso tanto el lapsus temporal como el papel de las migraciones es menor.

#### ● Aproximación a partir de los nacimientos

En esta aproximación se sigue la trayectoria de los efectivos de cada generación desde su nacimiento hasta el momento censal, considerando las defunciones acaecidas durante el periodo. Si la población de 0 a 4 años de un censo supera a los supervivientes de sus cohortes de nacimientos el residuo generacional es positivo, mientras que es negativo si los efectivos censados son menores. Esta aproximación, a diferencia de la anterior, no precisa del uso de un censo posterior, ya que sólo considera los sucesos vitales. Para el cálculo de los residuos de las primeras décadas del siglo XX se ha utilizado la serie corregida de

---

<sup>146</sup> La inscripción de un alta en el padrón como inmigración del extranjero, por tanto recogida en la EVR, o como alta por omisión, por tanto no cuantificada en la EVR, presenta divergencias entre ayuntamientos, como se observa en las dos principales ciudades españolas. En el año 2003 las altas por inmigración del extranjero ascendieron a 82.882 en Madrid y a tan sólo 643 en Barcelona, ya que en este municipio la mayoría de las inclusiones de extranjeros en el padrón figuran bajo el epígrafe de altas por omisión, con casi 50 mil. Recientemente, el INE ha modificado los criterios de inclusión en la EVR recogiendo también las altas por omisión desde el año 2004.

nacimientos y, por tanto, las magnitudes obtenidas son superiores a las que se derivarían de usar la serie publicada de nacimientos.

Tabla 2.6: Residuo generacional entre el nacimiento y los 0 a 4 años por sexo. España.

Generaciones	Año 1 de enero	Absoluto en miles		Relativo	
		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1906-1910	1911	-114	-124	-6,5%	-7,4%
1916-1920	1921	-100	-95	-6,1%	-6,1%
1926-1930	1931	-117	-129	-6,7%	-7,8%
1936-1940	1941	-41	-42	-2,8%	-3,1%
1946-1950	1951	-71	-89	-4,7%	-6,1%
1956-1960	1961	-29	-25	-1,8%	-1,6%
1966-1970	1971	5	-4	0,3%	-0,2%
1976-1980	1981	-14	-7	-0,9%	-0,4%
1986-1990	1991	-38	-21	-3,5%	-2,1%
1996-2000	2001	4	-4	0,4%	-0,4%

Nota: el residuo relativo se ha calculado sobre los nacimientos de partida.

Fuente: elaboración a partir de censos, defunciones del MNP y serie corregida de nacimientos.

En esta aproximación los residuos son de signo contrario, ya que el subregistro de los menores de cinco años provoca que sean negativos entre el nacimiento y esas edades, mientras que son positivos en relación con el censo posterior (Tabla 2.6). En las primeras décadas del siglo los residuos son superiores en las niñas, a excepción del Censo de 1920. Las pérdidas de efectivos que comporta no son imputables a procesos de emigración, ya que se concentran en edades poco migratorias y, además, el grueso de la corriente migratoria era transoceánica y de bajo componente familiar. Para las cohortes 1906-1910 representan una pérdida de casi un cuarto de millón de niños, es decir un 7 por ciento de sus nacimientos. En las décadas siguientes continúan siendo muy elevados, del 6,1 por ciento para las cohortes 1916-1920 y del 7,2 por ciento para las de 1926-1930, corroborando el alto subregistro de niños en los Censos de 1920 y de 1930 que ya se había detectado a partir de la aproximación basada en un censo posterior.

A partir del Censo de 1970 los residuos absolutos son de escasa cuantía y su magnitud puede explicarse en parte por la migración, aunque persiste un cierto nivel de subregistro, especialmente en el realizado en 1991. Los resultados del Censo de 2001 muestran unos residuos casi despreciables, pero hay que considerar que se realizó en un contexto de inmigración del extranjero. En este sentido, si se integra en su cálculo también la inmigración registrada en la EVR se vuelven de signo negativo, del -1,2 por ciento en ambos sexos, verificándose, por lo tanto, que también se dio una subestimación de niños en ese censo.

#### ● La corrección de los efectivos de población infantil

La corrección del subregistro de los niños puede abordarse también desde ambas aproximaciones, bien a partir del censo posterior, bien a partir de los nacimientos. La falta de datos sobre migraciones en esas edades provoca que en ambos casos tenga que asumirse



que el saldo migratorio es nulo. No obstante, para la década de los noventa se dispone de los flujos de entrada del extranjero registrados en la Estadística de Variaciones Residenciales y, por tanto, se han integrado las migraciones a la hora de corregir los niños del Censo de 2001.

La corrección desde un censo posterior plantea el interrogante de si los censos tendían a inflar la población juvenil, lo que repercutiría en una estimación al alza de los niños del censo anterior. Además, la corrección se realiza sobre un periodo temporal más amplio y a unas edades en las que la migración tiene una mayor incidencia. En la estimación a partir de los efectivos iniciales de las cohortes se obvian en parte esos inconvenientes, al basarse sólo en los datos de nacimientos y de defunciones. En este caso, la clave radica en disponer de una serie exhaustiva de nacimientos, además de la bondad de los datos de defunciones.

Para los tres primeros censos la corrección desde el recuento posterior añade entre un 11 y 12 por ciento más de efectivos a la población menor de cinco años, mientras que a partir de los nacimientos se sitúa entre el 7,5 y el 8,5 por ciento. En el Censo de 1940 se observan divergencias entre los resultados que ofrecen ambas aproximaciones, con un 8 por ciento más de niños a partir del Censo de 1950 y un 3 por ciento más a partir de los nacimientos de 1936 a 1940. Otra fuerte divergencia se da en el Censo de 1970 con una población infantil casi exhaustiva en función de sus nacidos, pero con un déficit del 3 por ciento respecto de los efectivos de 10 a 14 años del censo posterior. Ambas aproximaciones ofrecen resultados similares para los Censos de 1950, 1960 y 1981 con estimaciones de niños superiores a las censales en un 6,5, un 2 y un 1 por ciento, respectivamente. En el Censo de 1991 la corrección es del 2,1 por ciento a partir de los nacimientos y del 5,5 por ciento a partir del censo posterior, aunque ese porcentaje está en parte condicionado por la inmigración del extranjero<sup>147</sup>. Para el Censo de 2001 la única aproximación posible es a partir de los nacidos, con una corrección del 1,2 por ciento, después de integrar los datos de inmigrantes de la EVR<sup>148</sup>. A la luz de las cifras obtenidas en ambas aproximaciones, se ha optado por realizar la corrección de la población menor de cinco años a partir de sus nacimientos de partida, ya que la elevada magnitud que representa su estimación a partir del censo posterior plantea serios interrogantes.

En el Gráfico 2.7 se ha reconstruido a partir de los datos oficiales y de los corregidos la evolución de varias generaciones femeninas desde su nacimiento hasta los 10 años de edad. Las trayectorias de los efectivos con los datos oficiales son incoherentes hasta bien entrada la segunda mitad del siglo XX, ya que a la fuerte reducción inicial de los efectivos le sucede una importante recuperación. Parte del descenso inicial refleja los altos riesgos de morir en los primeros años de vida de la época, pero otra parte está relacionada con el subregistro de niños, lo que explica que a continuación se produzca una fuerte aportación de efectivos no

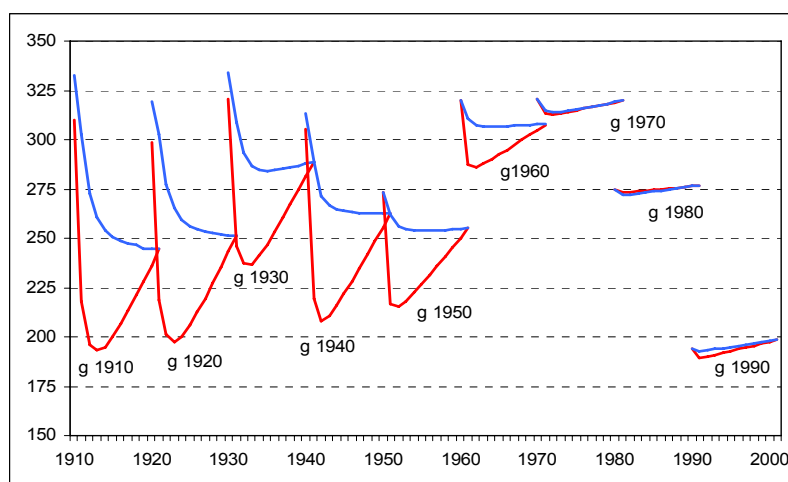
---

<sup>147</sup> El Instituto de Demografía de Madrid (1994: *Proyección de la población española*) estimó un subregistro de la población infantil en el Censo de 1991 de 26.500 niños y 14.500 niñas.

<sup>148</sup> Los inmigrantes menores de cinco años provenientes del extranjero y nacidos entre 1996 y 2000 ascendieron a poco más de 22 mil según la Estadística de Variaciones Residenciales.

explicable por las migraciones. Una vez corregida la población infantil, en este caso la de 0 años, la evolución de las cohortes es coherente con los riesgos de morir de los diferentes periodos; es decir, de caída abrupta en los primeros años de vida en las cohortes nacidas en la primera mitad del siglo XX por la alta mortalidad en la infancia y de posterior estabilidad de sus efectivos. A pesar de la corrección, en algunas generaciones, como la nacida en 1930, se observa todavía una ligera inversión de la tendencia descendente y una recuperación de población a partir de los 3-4 años. La razón estriba en que la población de 0 años no se ha estimado desde los efectivos del censo posterior, lo que hubiese comportado una corrección de mayor calado. Entonces, la trayectoria de las generaciones, al haber supuesto un saldo migratorio nulo hasta los 10 años, sería de descenso continuado, ya que sólo estarían afectadas por la mortalidad. En las cohortes más contemporáneas la mejor cobertura censal se traduce en una menor disparidad en la evolución de los efectivos generacionales en la infancia, especialmente en las cohortes nacidas en 1970 y 1980.

Gráfico 2.7: Evolución a partir de datos oficiales y corregidos de los efectivos de las cohortes femeninas nacidas a principios de cada década hasta los 10 años de edad.



Nota: el valor inicial corresponde a los nacimientos de cada generación y el final a sus efectivos censados de 10 años cumplidos. En rojo evolución a partir de los datos oficiales con poblaciones y defunciones suavizadas. En azul evolución a partir de los datos suavizados y corregidos, tanto de nacimientos como de población infantil.

Fuente: elaboración propia.

Esta reconstrucción de los efectivos generacionales muestra la necesidad de corregir las poblaciones infantiles de los censos, también las series de nacimientos, para garantizar la coherencia en la evolución de los efectivos de las sucesivas cohortes de la primera mitad del siglo. Además, esa corrección incide sobre el volumen de un segmento de población que resulta clave en la determinación de los niveles y de la evolución de la esperanza de vida al nacer a lo largo del siglo XX.

A escala territorial el subregistro de la población infantil se caracteriza por una alta heterogeneidad territorial, siendo especialmente importante en el Censo de 1960. Una vía indirecta para constatar esa variabilidad es analizar la relación entre la tasa y el cociente de

mortalidad del primer año de vida: es decir, utilizando en un caso la población de 0 años y en el otro los nacimientos como denominador de las defunciones del primer año de vida. La relación provincial entre ambos indicadores arroja un valor  $r^2$  de 0,85<sup>149</sup> en 1960 y de 0,92 en 1970. Si bien el valor de los coeficientes es muy elevado, en ausencia de subregistro de la población de 0 años debería ser casi 1 por la fuerte correlación entre ambos indicadores.

Las poblaciones infantiles de las provincias se han corregido desde el Censo de 1960 siguiendo los efectivos de las cohortes desde su nacimiento hasta el correspondiente censo, suponiendo saldo migratorio nulo en esas edades. Ese supuesto migratorio es muy restrictiva a escala provincial debido a la magnitud de los flujos en los años sesenta y setenta, pero no se dispone de información sobre migraciones internas por edad hasta la década de los noventa. Las migraciones interprovinciales y las del extranjero sí que se han considerado para la corrección de la población infantil derivada del Censo de 2001.

#### 2.3.2.4 El subregistro de la población anciana

El análisis de los residuos generacionales intercensales, calculados a partir de los datos publicados, ha mostrado también resultados como mínimo sorprendentes en las edades avanzadas, ya que los efectivos de 60 y más años de un censo son significativamente superiores a los supervivientes de sus cohortes que se obtienen a partir del censo anterior (Tabla 2.7). El residuo intercensal entre el Censo de 1910 y el de 1920 para las cohortes nacidas antes de 1851, que tenían 60 años y más en 1910 y 70 años y más en 1920, equivale a un incremento de sus efectivos iniciales del 6,6 por ciento en los hombres y del 9,5 por ciento en las mujeres. Además, los residuos relativos se caracterizan por presentar una tendencia marcadamente ascendente con la edad, llegando a alcanzar valores cercanos al 50 por ciento en las más avanzadas. En los primeros decenios del siglo XX los residuos son fuertemente positivos, mientras que a partir de los años cincuenta son inferiores al  $\pm 1$  por ciento para la población de 60 y más años del censo inicial, aunque continúan siendo muy elevados en las edades más avanzadas hasta la década de los setenta. Debido a su cuantía, esos residuos no pueden asimilarse a saldos migratorios, y, además, su mayor magnitud en las mujeres iría también por el camino de descartar la hipótesis del aporte migratorio. La explicación más razonable es la existencia de un subregistro censal de la población anciana, más importante cuanto más antiguo es el censo y que afecta en mayor medida a las mujeres.

---

<sup>149</sup> El valor de 1960 se explica por el subregistro de niños y porque en algunas provincias (Alicante, Illes Balears, Cádiz, Málaga, Murcia, Toledo y Zamora) se ha constatado un trasvase de efectivos de 0 años a la siguiente edad por errores tipográficos en las publicaciones. Por ejemplo, en la provincia de Toledo los efectivos publicados de 0 años son 6.740 niños, los de 1 año 14.331 y los de 2 años 10.504.

Tabla 2.7: Residuos generacionales entre la población de 60 años y más de un censo y la de 70 años y más del censo posterior. España.

Censo		Residuos relativos	
Inicial	Final	Hombres	Mujeres
1911	1921	6,6%	9,5%
1921	1931	6,0%	8,5%
1931	1941	8,0%	9,1%
1941	1951	-1,3%	1,2%
1951	1961	-0,1%	0,2%
1961	1971	0,8%	-0,5%
1971	1981	0,3%	0,8%
1981	1991	-0,2%	-0,3%
1991	2001	0,9%	0,4%

Nota: residuos relativos calculados sobre los efectivos del censo inicial.

Fuente: elaboración propia.

Ante tal constatación, los efectivos de población de 60 y más años se han corregido, desde el Censo de 1910 al de 1970, reconstruyéndolos a partir de sus defunciones. Si se acumulan desde el momento censal las defunciones de las cohortes que tenían 60 años y más el número de ancianos que se obtiene por retrotracción es mayor que los censados. Por ejemplo, la población de 70 y más años hasta el Censo de 1970 corresponde a generaciones que ya se han extinguido, lo que permite estimar sus efectivos a 1 de enero de cada año censal a partir del acumulado de sus defunciones por generación, siempre bajo el supuesto de saldo migratorio nulo en esas edades. Por tanto;

$$P_x^t = \sum_{k=t}^{t+30} k-x-1 d$$

Para los ancianos de 60 a 69 años ese método implicaba una corrección muy elevada de sus efectivos. Esto, unido a que el supuesto de migraciones nulas es más restrictivo en esas edades, justifica que para la corrección de ese grupo de edad se haya empleado un método que combina los efectivos de las poblaciones suavizadas de los censos y las estimaciones a partir de las defunciones. El procedimiento se ha basado en una media ponderada entre ambas cifras, de tal manera que en las edades más jóvenes del grupo decenal se ponderan en mayor medida los efectivos censales suavizados, mientras que en las más avanzadas se asume de forma progresiva la cifra del acumulado de defunciones. Este método presenta la ventaja adicional de garantizar una transición suave entre los efectivos de menos de 60 años de un censo, que son los derivados de las poblaciones suavizadas, y los de más de 70 años, que se obtienen a partir de las defunciones acumuladas.

### 2.3.3 Las poblaciones intercensales

Los procedimientos descritos anteriormente han permitido disponer a fecha 1 de enero de los años censales de un juego de estructuras de población por sexo y edad simple hasta 100 años y más con corrección de la declaración de edad y del subregistro de niños y ancianos. A partir de esas pirámides se han calculado las poblaciones intercensales, obteniendo los efectivos por sexo y edad simple, hasta 90 y más años, a 1 de enero del periodo 1911-2001.

La estimación de las poblaciones intercensales se ha realizado mediante la ecuación compensadora entre dos censos consecutivos. A los efectivos del censo inicial se les han sustraído las defunciones por generación para obtener los supervivientes de la cohorte en el siguiente censo. Los efectivos de supervivientes difieren de la población censada diez años más tarde, y la corrección previa realizada en las fuentes demográficas permite asumir que esa diferencia representa el saldo migratorio de la cohorte entre ambos censos. Ese saldo se ha repartido bajo el supuesto de distribución uniforme durante el periodo intercensal.

$${}^{t-x-1}P_{x+n}^{t+n} = {}^{t-x-1}P_x^t - \sum_{k=t}^{t+n-1} {}^{k-x-1}d + \left( {}^{t-x-1}SM_{x,x+10}^{t,t+10} \times \frac{n}{10} \right)$$

$${}^{t-x-1}SM_{x,x+10}^{t,t+10} = {}^{t-x-1}P_{x+10}^{t+10} - \left( {}^{t-x-1}P_x^t - \sum_{k=t}^{t+9} {}^{k-x-1}d \right)$$

donde t es el censo inicial, t+10 el censo posterior, y 0<n<10.

El saldo migratorio de la población de 90 años y más en el censo inicial, por tanto de 100 y más años en el siguiente censo, se ha distribuido temporalmente en función de la superficie que ocupan las distintas generaciones que abarca ese grupo de edades en un Diagrama de Lexis entre ambos censos. Fijando un límite de edad en 100 años, al primer año le corresponde cerca del 20 por ciento del saldo migratorio, mientras que al último año se le asigna menos del 1 por ciento. Por su parte, los efectivos de niños se han calculado a partir de los menores de 10 años de un censo, de los nacidos en la década anterior y de sus defunciones por generación, con un reparto del saldo migratorio en función del tiempo transcurrido entre el nacimiento y el 1 de enero de cada año.

Las poblaciones intercensales de los años noventa se han calculado integrando los datos sobre flujos migratorios de la EVR. Al introducir los flujos de migrantes, la diferencia entre los supervivientes de una generación y sus efectivos en el Censo de 2001, retrotraído a 1 de enero de ese año, tendría de nuevo la consideración de residuo generacional. Ese residuo vendría explicado en parte por deficiencias de cobertura de las migraciones y, por tanto, se ha repartido como si se tratase de un segundo saldo migratorio.

Este protocolo se ha aplicado también para la estimación de las poblaciones intercensales de las provincias desde el Censo de 1960. Para este ámbito territorial era necesario disponer también de los efectivos por sexo y edad a 1 de enero de 1960. Esos efectivos se han

estimado a partir de la población a 1 de enero de 1961 y de las defunciones del año 1960, considerando que el saldo migratorio de ese año fue idéntico al estimado para el año 1961.

Finalmente, se han calculado las poblaciones postcensales de España y de las provincias a 1 de enero de cada año del periodo 2002-2005. El método se ha basado en la ecuación compensadora desde una óptica generacional, tomando como punto de partida las estructuras por sexo y edad simple a 1 de enero de 2001, y los nacimientos, las defunciones, y las altas y bajas de residencia de la EVR del cuatrienio 2001-2004.

#### 2.3.4 Resultados de la reconstrucción de la población

La corrección de las poblaciones por sexo y edad se ha articulado en dos etapas. En la primera, se han realizado una serie de ajustes sobre la estructura etaria de los censos, repartiendo los no consta la edad, desagregando los grupos abiertos de los Censos de 1960 y de 1970, y eliminando los sesgos en la declaración de la edad. Los totales por sexo de esas poblaciones ajustadas coinciden con las cifras publicadas, pero no su distribución por edad. En la segunda etapa, se ha corregido el subregistro detectado en ambos extremos de la pirámide de población; en los niños en todos los censos, en la población mayor de 60 años hasta el Censo de 1970. Esas poblaciones difieren de las oficiales tanto en su estructura por edad como en sus efectivos de población por sexo.

La comparación entre las cifras oficiales y las corregidas muestra la magnitud de las correcciones realizadas, especialmente en los censos de principios de siglo (Tabla 2.8). En el Censo de 1910 la población corregida supera a la oficial en un 2,2 por ciento en los hombres y en un 3,1 por ciento en las mujeres, situándose dichos valores todavía en el 1,7 y el 2,4 por ciento en el Censo de 1930. A partir del Censo de 1940 la diferencia entre ambas cifras es inferior al 1 por ciento, siendo casi nula en los tres últimos censos, de los cuáles ya sólo se ha corregido la población infantil.

---

Tabla 2.8: Diferencia relativa entre población oficial y corregida por sexo. España.

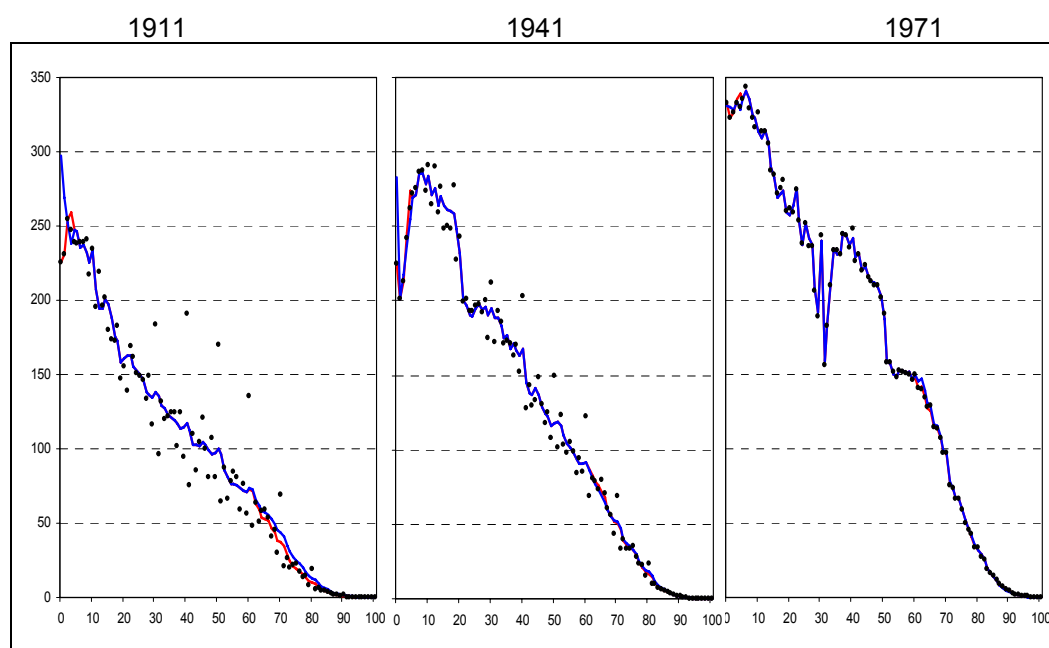
	Hombres	Mujeres
1911	2,19%	3,14%
1921	1,88%	2,67%
1931	1,65%	2,37%
1941	0,31%	0,70%
1951	0,61%	0,85%
1961	0,23%	0,26%
1971	0,13%	0,21%
1981	0,08%	0,03%
1991	0,20%	0,10%
2001	0,08%	0,03%

---

Fuente: Censos de Población y elaboración propia.

En el Gráfico 2.8 se han representado los efectivos masculinos por edad simple de las poblaciones oficiales, suavizadas y corregidas en tres años diferentes. La población de 1911 se caracteriza por la presencia de fuertes sesgos en la declaración de la edad que, a pesar de la suavización realizada, todavía se manifiestan en una ligera concentración de efectivos en las edades acabadas en el dígito 0. El mayor contingente de niños de la población corregida, que supera en un 9 por ciento a la censal, se debe en parte a la reestimación previa de la serie de nacimientos de la primera década del siglo. En ese año se constata también que los efectivos de ancianos corregidos son significativamente superiores a los publicados, alrededor del 6 por ciento el conjunto de los mayores de 60 años. En la población de 1941 aún son visibles los errores en la declaración de la edad, pero la corrección realizada en ambos extremos de la pirámide es inferior en términos relativos, del 3 por ciento en los niños y del 1,1 por ciento en los mayores de 60 años. Finalmente, en la población del año 1971 se constata que tanto la declaración de la edad como la propia cobertura censal han mejorado ostensiblemente, lo que provoca que las diferencias con las cifras corregidas sean claramente inferiores, del 0,7 por ciento en los menores de cinco años y del 0,6 por ciento en los mayores de 60 años.

Gráfico 2.8: Poblaciones masculinas oficiales, suavizadas y corregidas. En miles.



Nota: los puntos son las poblaciones oficiales, la línea roja las poblaciones suavizadas y la azul las corregidas.

Fuente: Censos de Población de 1910, 1940 y 1970, y elaboración propia.

Finalmente, se ha testado el impacto de los ajustes y de las correcciones sobre los niveles de mortalidad. Para cuantificarlo se ha calculado la esperanza de vida al nacer y a la edad 60 utilizando las poblaciones suavizadas y las corregidas (Tabla 2.9). La diferencia es muy relevante en términos de esperanza de vida al nacer, ya que el uso de las poblaciones corregidas representa un incremento en torno del 5 por ciento en la vida media de los españoles durante las primeras décadas del siglo. La razón estriba en que durante esas décadas se combina un elevado subregistro de niños, que repercute fuertemente sobre la

esperanza de vida al producirse en un contexto de altos riesgos de morir en la infancia, con una subestimación importante de la población anciana. El impacto del subregistro de los mayores, que reviste más intensidad en las mujeres, se aprecia en las diferencias relativas de vida media a los 60 años, ya que el uso de las poblaciones suavizadas subestima las expectativas de vida entorno del 8 por ciento en los hombres y del 12 por ciento en las mujeres en las primeras décadas del siglo XX.

Tabla 2.9: Esperanza de vida al nacer y a la edad 60 con poblaciones suavizadas (Ps) y corregidas (Pc). España.

	Esperanza de vida al nacer						Esperanza de vida a la edad 60					
	Hombres			Mujeres			Hombres			Mujeres		
	Ps	Pc	Dif%	Ps	Pc	Dif%	Ps	Pc	Dif%	Ps	Pc	Dif%
1911	38,1	40,6	6,7	40,1	43,2	7,8	12,4	13,5	8,5	13,1	14,9	13,7
1921	40,2	42,2	5,1	42,6	45,2	6,0	12,6	13,6	7,6	13,7	15,4	12,4
1931	47,3	48,8	3,2	50,7	52,7	3,9	13,1	13,8	5,4	14,6	15,8	8,6
1941	43,3	44,4	2,4	51,2	52,6	2,7	11,4	11,4	0,2	14,5	14,9	2,6
1951	58,9	59,4	0,9	63,6	64,3	1,1	14,4	14,5	0,6	16,8	17,0	1,5
1961	67,0	67,2	0,3	71,9	72,2	0,4	16,7	16,8	0,4	19,5	19,7	0,9
1971	68,8	68,9	0,0	74,5	74,6	0,1	16,3	16,4	0,2	19,7	19,8	0,6
1981	72,5	72,5	0,0	78,8	78,8	0,0		18,3			22,2	
1991	73,4	73,4	0,0	80,7	80,7	0,0		19,2			23,7	
2001	76,1	76,1	0,0	83,1	83,1	0,0		20,6			25,4	

Nota: Ps poblaciones suavizadas, Pc poblaciones corregidas.

Fuente: elaboración propia.

La mejora en la cobertura censal se traduce en diferencias cada vez de menor cuantía, siendo inferiores al 1 por ciento en la esperanza de vida al nacer, y ligeramente superiores a esa cifra a la edad 60, durante los años cincuenta y principios de los sesenta. En el periodo más reciente, si bien persiste un cierto subregistro de niños, los bajos riesgos de morir en la infancia reducen su papel, situándose las diferencias relativas en las últimas tablas de mortalidad por debajo de la décima de año.



### 3 METODOLOGÍA

El análisis de la evolución y de las transformaciones en los patrones de mortalidad se ha realizado a partir de las tasas estandarizadas y de las tablas de mortalidad. El uso de ambos indicadores se justifica por su diferente naturaleza: la esperanza de vida al nacer pondera en mayor medida las condiciones de mortalidad en los primeros años de vida en detrimento de las edades avanzadas; mientras que las tasas estandarizadas consideran en igual medida todas las edades. En el clásico manual de demografía de N. Keyfitz y F. Wilhelm se ilustra esa diferencia a partir de un ejemplo sobre las desigualdades de mortalidad por género en Dinamarca en el año 1976: los diferenciales medidos a partir de la esperanza de vida al nacer eran de un 7 por ciento, mientras que aumentaban hasta un 43 por ciento, es decir cinco veces más, al utilizar como indicador la ratio entre sexos de las tasas estandarizadas. Éste, y otros ejemplos, les conducen a afirmar que "bajo la mayoría de las circunstancias, la esperanza de vida subestimaré la diferencia en la mortalidad entre dos poblaciones"<sup>150</sup>. A pesar de ello, las tablas de mortalidad constituyen el instrumento básico de análisis, ya que ofrecen una información completa sobre los riesgos de morir a los que se ven sometidos los individuos de una población, además de ser un indicador sintético más comprensible de los niveles agregados de mortalidad.

Este capítulo se ha estructurado en cuatro grandes apartados. El primero trata sobre las dimensiones y las ópticas en el análisis de la mortalidad, introduciendo una primera aproximación a la medida del fenómeno. El segundo versa sobre los diversos indicadores comparativos, enumerando sus ventajas y sus limitaciones. El tercero revisa las metodologías de cálculo de las tablas de mortalidad, tanto completas como abreviadas, y establece los protocolos utilizados para su construcción. Finalmente, en el último apartado, se describen las técnicas usadas para el análisis de las causas de muerte y el método utilizado para cuantificar el impacto de los cambios en los patrones de morbilidad sobre la vida media de una población.

---

<sup>150</sup> N. Keyfitz y F. Wilhelm (1975: *Demografía: métodos estadísticos*: pág. 253)

### 3.1 Dimensiones, ópticas y medidas de la mortalidad

El análisis de la mortalidad, como el del resto de fenómenos sociodemográficos, puede abordarse desde dos ópticas. Desde una perspectiva longitudinal o generacional se analizan las condiciones de mortalidad a las que se han visto sometidos un conjunto de individuos, caracterizados por su pertenencia a una misma generación, desde su nacimiento hasta su extinción. Desde una perspectiva transversal o de momento se estudia la mortalidad de un determinado periodo, uno o más años, incluyendo diferentes generaciones.

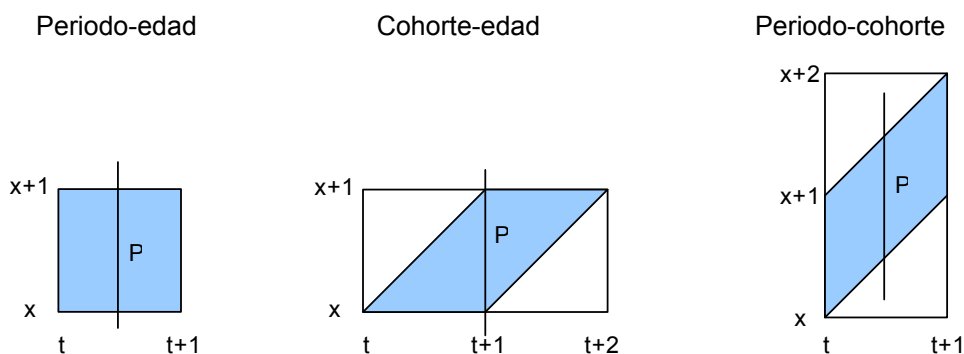
La aproximación longitudinal puede considerarse como la propia y definitoria de la demografía como disciplina, ya que los fenómenos demográficos no son independientes de la edad de las personas y están relacionados con el ciclo vital o biográfico de los individuos. La mortalidad de una cohorte a una edad depende de las condiciones de salud a las que se han visto sometidos sus miembros desde el momento de su nacimiento, las cuales han estado determinadas por el progreso socioeconómico y sanitario, y por las vicisitudes históricas que han vivido. Los enfoques generacionales, especialmente en la mortalidad, requieren de amplias series históricas, no siempre disponibles o de suficiente calidad. Para el cálculo de las tablas de mortalidad por generación es necesario disponer de información sobre las defunciones de una cohorte de individuos desde su nacimiento hasta la extinción de todos sus efectivos; es decir, series históricas de 90 o más años. En España, a diferencia de los países nórdicos y anglosajones, sólo se dispone de información completa desde principios del siglo XX, además de datos fragmentarios de finales del siglo XIX, lo que limita los enfoques longitudinales, debiendo realizarse éstos de forma parcial.

La aproximación transversal o de momento precisa de menores requisitos, ya que se basa en los eventos y en los efectivos de un año o de un periodo. Este enfoque es el más común, calculándose transversalmente la mayoría de los indicadores sociodemográficos, al ser el más adecuado para el estudio de las tendencias y de las fluctuaciones coyunturales. La evolución de la mortalidad está determinada por las transformaciones culturales, sociales y económicas, así como por los avances en el campo sanitario y científico. No obstante, a pesar del efecto determinante del devenir histórico en los riesgos de morir de la población, algunas de sus tendencias plantean interrogantes que deben ser descifrados desde una óptica longitudinal. Por ejemplo, ¿ha jugado algún papel en la mayor supervivencia de los ancianos la llegada a esas edades de individuos sometidos a lo largo de su vida a un proceso de selección?, o ¿qué efecto tiene un cambio en los estilos de vida sobre los niveles de mortalidad?. Esas cuestiones no pueden responderse sólo desde una óptica de momento, ya que en ésta se entremezclan las condiciones de mortalidad de diferentes generaciones; es decir, de individuos sometidos a un devenir y a unas historias vitales diversas.

En la mortalidad interactúan tres dimensiones: la edad, el periodo y la generación. La dimensión edad es determinante debido al componente biológico del fenómeno, que se traduce en un incremento en los riesgos de morir conforme aumenta la edad. La dimensión temporal refleja, por un lado, los cambios estructurales de tipo social, económico y sanitario

que modulan sus trayectorias a largo plazo, y, por otro, las vicisitudes históricas que originan fluctuaciones en las tendencias seculares. La dimensión generacional, o efecto cohorte, se caracteriza por la presencia de un comportamiento peculiar en una o varias generaciones, que lo diferencian del observado en cohortes adyacentes. El análisis debe considerar estas tres dimensiones, aunque se prima la temporal en combinación con la edad.

La medida de los fenómenos se basa en el cálculo de tasas que relacionan los eventos acaecidos en un periodo de tiempo con los efectivos sometidos a ese fenómeno. En la práctica, se calculan como la relación entre los eventos de un periodo, con dimensión temporal anual, y la población media de dicho periodo. Esa aproximación presupone que el crecimiento o decrecimiento de la población en el conjunto del periodo es lineal y que los eventos que afectan a su evolución también siguen dicha distribución. La configuración de las tasas varía en función del tipo de observación y de los datos disponibles, siendo las más comunes:

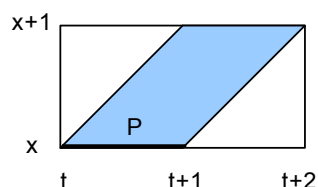


- la tasa periodo-edad combina la mortalidad de un año de calendario, de una edad y de dos generaciones.
- la tasa periodo-cohorte considera la mortalidad de una generación en un año de calendario, englobando dos edades.
- la tasa cohorte-edad combina la mortalidad de una generación y una edad, y a diferencia de las anteriores se calcula a caballo de dos años.

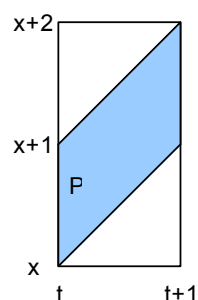
La opción por uno u otro tipo de tasa depende de los objetivos del análisis, aunque a veces dicha elección está determinada por los datos, ya que las tasas periodo-cohorte y cohorte-edad precisan de eventos clasificados según edad, año de calendario y generación. Las tasas se calculan, generalmente, sobre un plano periodo-edad, al ser el más adecuado para el análisis de las tendencias a largo plazo y de las fluctuaciones coyunturales.

A diferencia de las tasas, que miden la frecuencia de un fenómeno sobre la población media, las probabilidades cuantifican el riesgo de verse afectado por el suceso. Por tanto, en los cocientes la población riesgo es la inicial, mientras que en las tasas son los efectivos medios. La probabilidad sólo tiene sentido en fenómenos que, como la mortalidad, no son renovables, de tal manera que su ocurrencia supone el abandono del individuo de la cohorte de observación. Su cálculo varía en función del tipo de observación:

Probabilidad entre aniversarios



Cociente perspectivo



- la probabilidad entre aniversarios, como la relación entre las defunciones de una generación entre la edad exacta  $x$  y  $x+1$ , y la población inicial de edad exacta  $x$ .
- la probabilidad, o cociente perspectivo, como la relación entre las defunciones de una generación en un año de calendario entre dos edades cumplidas y la población en años cumplidos al inicio del periodo.

La probabilidad entre aniversarios constituye el elemento central para la construcción de las tablas de mortalidad al cuantificar el riesgo de morir entre edades exactas; mientras que el cociente perspectivo, al medir los riesgos entre edades cumplidas, se utiliza como input de mortalidad en las proyecciones de población.

Las tasas y las probabilidades pueden calcularse en función de variables que acotan el fenómeno en una subpoblación definida por una serie de características como el sexo, el estado civil, la profesión... o cualquier otra sobre la que se disponga de información.

La *tasa bruta de mortalidad* (TBM) es la relación entre las defunciones de un periodo, con dimensión anual, y la población media. De idéntica manera, las *tasas específicas* ( $m_x$ ) relacionan las defunciones de una edad, o edades, sobre sus efectivos medios. A partir de las tasas específicas puede derivarse la tasa bruta como la suma de las tasas específicas ponderadas por el peso de la población de cada edad, o edades, sobre el total de población:

$$TBM = m_{x+a} \times \frac{P_{x+a}}{P} + m_{x+2a} \times \frac{P_{x+2a}}{P} + m_{x+3a} \times \frac{P_{x+3a}}{P} + \dots + m_{\omega} \times \frac{P_{\omega}}{P}$$

Esa relación muestra que el uso de las tasas brutas para comparar niveles de mortalidad, tanto en términos diacrónicos como sincrónicos, induce a error, ya que en la mayoría de los casos refleja más las disparidades en las pirámides poblacionales que las desigualdades en los riesgos de morir<sup>151</sup>. Cuanto mayores son las diferencias en las estructuras de las áreas a comparar -o cuanto más rápidamente se modifica la pirámide de población de un área- mayor es el error que se comete al usar las tasas brutas como indicador de diferencias -o de variaciones- en los niveles agregados de mortalidad. Por lo tanto, la diferencia entre dos

<sup>151</sup> Véase A. Cabré y M. Cosío (1978: *Les taux brutes de mortalité dans les études régionales*)

tasas brutas es el resultado de dos componentes: por un lado, un componente "población", que determina qué parte es imputable a las diferencias en las estructuras poblacionales y, por otro, un componente "tasas", que es un promedio ponderado de las diferencias en las tasas específicas de mortalidad. La descomposición y cuantificación del peso de cada uno de esos componentes en la diferencia de las tasas brutas entre las provincias y España se ha calculado mediante:

$$Comp. \text{ población} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} P_x^{pro} \times m_x^{esp}}{P^{pro}} - \frac{\sum_{x=0}^{\omega} P_x^{esp} \times m_x^{esp}}{P^{esp}} = \sum_{x=0}^{\omega} m_x^{esp} \left( \frac{P_x^{pro}}{P^{pro}} - \frac{P_x^{esp}}{P^{esp}} \right)$$

$$Comp. \text{ tasas} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} P_x^{pro} \times m_x^{pro}}{P^{pro}} - \frac{\sum_{x=0}^{\omega} P_x^{pro} \times m_x^{esp}}{P^{pro}} = \sum_{x=0}^{\omega} \frac{P_x^{pro}}{P^{pro}} (m_x^{pro} - m_x^{esp})$$

La construcción de indicadores sintéticos que permitan comparar los niveles subyacentes de mortalidad remite a las técnicas de la estandarización. Esas técnicas aíslan el fenómeno a estudiar, eliminando las distorsiones que provocan las diferencias en las estructuras etáreas. La *estandarización directa* consiste en aplicar las tasas de mortalidad de las subpoblaciones a comparar una única estructura por edad previamente determinada. Para el análisis de España se ha utilizado como población tipo la de ambos sexos a 1 de enero de 2005, y para los diferenciales geográficos la del correspondiente sexo y periodo del total nacional<sup>152</sup>.

$$TE^{pro} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} m_x^{pro} \times P_x^{esp}}{\sum_{x=0}^{\omega} P_x^{esp}}$$

El resultado debe matizarse calculando un intervalo de confianza en función del número de eventos y de su distribución por edad. La significación estadística de Soria, con 1.137

<sup>152</sup> La elección de la población tipo no es neutra, ya que los resultados pueden verse afectados por la forma de la curva de las tasas específicas y por la estructura de la población tipo. Por ejemplo, dos áreas, A y B, caracterizadas por tener la primera unas tasas más elevadas en las edades jóvenes y la segunda en las edades avanzadas. Si la población tipo tiene una estructura joven la mortalidad de A será superior a la de B, ya que en esas edades los riesgos de morir de A son mayores; por el contrario, si la población estándar es envejecida la mortalidad de B será superior a la de A.

La OMS utiliza un estándar mundial y otro europeo para comparaciones internacionales. En el europeo la población menor de 15 años es el 22 por ciento y la mayor de 65 años el 11 por ciento, mientras que en el mundial los porcentajes son del 31 y del 7 por ciento.

J. Duchêne y G. Wunsch (1980: *Population-type optimale et composante principale*) proponen usar como estándar los coeficientes del primer factor de un análisis de componentes principales sobre la matriz de las tasas específicas de las unidades que se comparan. En su opinión este método presenta dos ventajas: a) no precisa de una elección previa de la población tipo; y, b) el estándar se extrae de las propias tasas que se van a comparar.

defunciones anuales en 1970-2, es menor que la de Barcelona, con una media de 32.000 óbitos. Para identificar aquellas provincias que presentan una mortalidad significativamente superior o inferior a la de España se ha calculado un intervalo de confianza al 95% mediante:

$$TE^{pro} \pm IC^{pro} = TE^{pro} \pm \left[ 1,96 \left( \frac{\left( \sum_{x=0}^{\omega} \left( P_x^{pro} \times m_x^{pro} \right)^2 / d_x^{pro} \right)^{\frac{1}{2}} \times 1000}{\sum_{x=0}^{\omega} P_x^{pro}} \right) \right]$$

En el anterior análisis la posición de cada una de las provincias depende tanto de su nivel de mortalidad como del de España. Para interpretar los ritmos territoriales de descenso de la mortalidad se ha analizado también la evolución temporal de las tasas estandarizadas en cada provincia. En el análisis diacrónico se ha utilizado como población tipo la nacional, ambos sexos, a 1 de enero de 2005. El uso de una única estructura tipo ha permitido analizar simultáneamente la evolución de los niveles agregados de mortalidad en cada provincia y en cada sexo, y comparar los resultados entre todas ellas.

Las tasas específicas pueden presentar también distorsiones por un efecto población, ya que los individuos que engloba el denominador no tienen la misma edad. Si bien ese sesgo es despreciable en las tasas quinquenales, es mayor al aumentar el intervalo de edades. Por esta razón, se ha procedido a estandarizar todas las tasas con intervalo de edad superior al quinquenal, utilizando como población tipo la de España a 1 de enero de 2005, ambos sexos.

El estudio territorial de la mortalidad por causa antes de 1975 topa con la limitación que representa disponer de la variable edad sólo para dos periodos, 1902-1907 y 1931-1940. Para el análisis de los diferenciales espaciales de la mortalidad por causa a principios de los años de los sesenta y de los setenta se ha utilizado la técnica de la *estandarización indirecta*. En esa estandarización sólo interviene el total provincial de defunciones por causa y su distribución nacional por edad, además de las poblaciones provinciales por edad. El índice estandarizado de mortalidad (IME) de una provincia por la causa  $j$  es la relación entre las defunciones acaecidas en esa provincia y las que teóricamente le corresponderían si la incidencia de esa causa en las distintas edades fuese idéntica a la observada en España. A diferencia de la estandarización directa los resultados que se obtienen no son comparables directamente entre las distintas provincias, ya que la comparación de cada unidad sólo es válida con España. Las fórmulas que se han utilizado para calcular el índice estandarizado de mortalidad y su intervalo de confianza asociado han sido:

$$IME_j^{t,pro} = \frac{\text{defunciones reales}_j^{t,pro}}{\text{defunciones teóricas}_j^{t,pro}} = \frac{\text{defunciones reales}_j^{t,pro}}{\sum_{x=0}^{\omega} P_x^{t,pro} \times m_{x,j}^{t,esp}}$$

$$IME_j^{t,pro} \pm IC_j^{t,pro} = IME_j^{t,pro} \pm 1,96 \times \frac{\sqrt{\text{defunciones reales}_j^{t,pro}}}{\text{defunciones teóricas}_j^{t,pro}}$$

### 3.2 La tabla de mortalidad

La tabla de mortalidad describe la eliminación de una generación desde su nacimiento hasta la desaparición del último de sus miembros. La velocidad de extinción es función de los riesgos de morir en las distintas edades, expresados en términos de probabilidades de morir. Si bien esas tablas adquieren pleno significado desde una óptica longitudinal, ya que reflejan la experiencia de mortalidad a la que se ha visto sometida una generación a lo largo de su vida, también son válidas para el análisis de sus tendencias temporales. Las tablas de momento sintetizan las condiciones de mortalidad de uno o varios años basándose en los riesgos de morir de las cohortes presentes en ese periodo. Esas tablas no reflejan la experiencia de una generación concreta, sino que expresan cuáles serían las condiciones de supervivencia de una cohorte “ficticia” que a lo largo de su vida estuviese sometida a riesgos de morir por edad idénticos a los observados en cada una de las generaciones que intervienen en su cálculo.

Las tablas de mortalidad adoptan la configuración de tablas completas o abreviadas. En las primeras los indicadores se refieren a edades exactas consecutivas, mientras que en las abreviadas se calculan para intervalos de cinco edades, con tratamiento específico de la mortalidad del primer año de vida.

Las principales funciones de la tabla de mortalidad son:

- ${}_nq_x$  o probabilidad de que un individuo que alcanza con vida la edad exacta  $x$  fallezca entre dicha edad y la edad exacta  $x+n$ .
- $l_x$  o supervivientes a la edad exacta  $x$ . La base de la tabla ( $l_0$ ) asume un valor arbitrario, por convención una potencia de 10. Esta función se genera sustrayendo de los supervivientes a una edad exacta ( $l_x$ ) las defunciones de la tabla de mortalidad entre esa edad y la siguiente edad exacta ( ${}_nd_x$ ).
- ${}_nd_x$  o defunciones entre la edad exacta  $x$  y  $x+n$ . Se calculan aplicando a los supervivientes de edad  $x$  el riesgo de morir entre dicha edad y la edad exacta  $x+n$ .

$${}_nq_x = \frac{{}_nd_x}{l_x}$$

$${}_nd_x = l_x \times {}_nq_x$$

$$l_{x+n} = l_x - {}_nd_x$$

El indicador sintético es la esperanza de vida al nacer ( $e_0$ ), o promedio de años que resta por vivir desde el nacimiento. Este indicador puede calcularse a partir de otra edad exacta ( $e_x$ ), siendo la media de los años que restan por vivir a los supervivientes que han alcanzado dicha edad. Por tanto, es el cociente entre el conjunto de años que viven los supervivientes a partir de una determinada edad ( $T_x$ ) y los supervivientes a esa edad.

$$e_0 = \frac{T_0}{l_0}$$

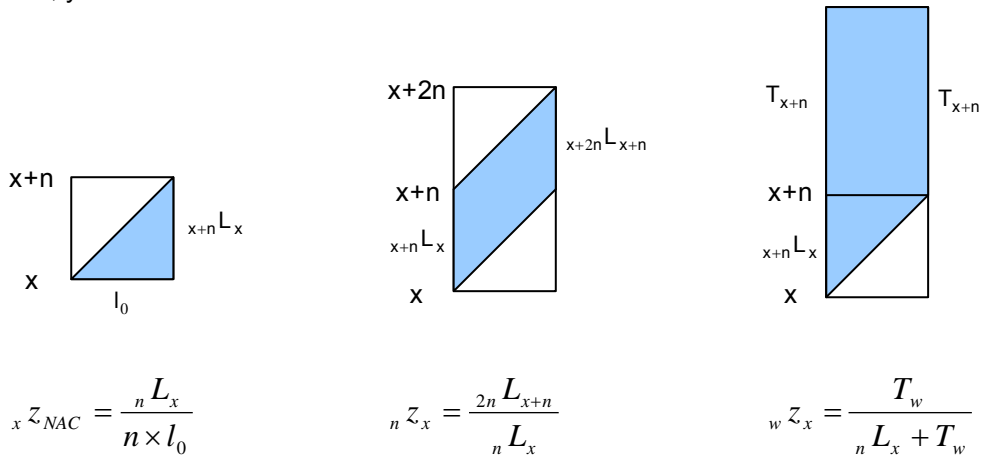
$$e_x = \frac{T_x}{l_x}$$

Ese conjunto de años vividos es el área bajo la curva de supervivencia a partir de una edad exacta y hasta el final de la vida. Para su estimación a partir de datos de tipo discreto, esa área se acota en diferentes subáreas, que representan el conjunto de años vividos por los supervivientes entre dos edades exactas ( ${}_nL_x$ ), o población estacionaria. Se calcula considerando que cada individuo que alcanza con vida la edad exacta  $x+n$  ha contribuido en  $n$  años al conjunto de años vividos, mientras que los que mueren en el intervalo de edad han aportado  ${}_na_x$  años cada uno de ellos. Siendo  ${}_na_x$  la fracción de los años vividos por los efectivos que mueren entre las edades exactas  $x$  y  $x+n$ .

$$T_x = \sum_x^{\omega} {}_nL_x$$

$${}_nL_x = n \times l_x + {}_na_x \times {}_nd_x$$

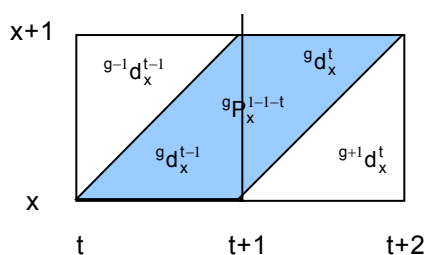
Finalmente, las probabilidades de supervivencia entre dos edades cumplidas, o entre el nacimiento y una edad cumplida, constituyen el input de mortalidad en las proyecciones de población, y se calculan mediante:



### 3.2.1 Protocolo de elaboración de las tablas de mortalidad de España

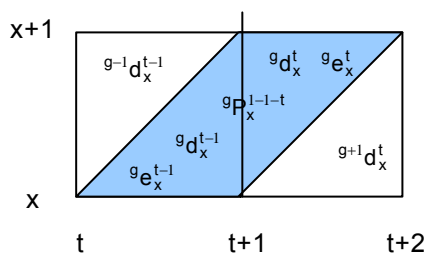
En esta investigación se han elaborado para el periodo 1911-2004 dos juegos de tablas completas de mortalidad para España; es decir, por edades exactas simples con grupo abierto en 90 y más años. En el primero las probabilidades de morir entre dos edades exactas se han calculado a partir de las defunciones de una generación en dos años consecutivos y su efectivo a mitad de periodo, es decir la población a 1 de enero del segundo año.





$${}^g q_x = \frac{{}^g d_x^{t-1} + {}^g d_x^t}{{}^g P_x^t + {}^g d_x^{t-1}}$$

El denominador del cociente, tal como se aprecia en el anterior Diagrama de Lexis, se ha obtenido añadiendo a la población de edad cumplida las defunciones acaecidas en el intervalo que transcurre entre el instante en que cada individuo de la generación cumplió su aniversario y dicha edad. En ese periodo los efectivos generacionales se han visto afectados también por las migraciones, lo que implica en la anterior fórmula un supuesto de población cerrada. Si se dispusiese de datos sobre emigrantes la probabilidad de morir adoptaría la configuración del siguiente Diagrama de Lexis, pero como los emigrantes de una generación en dos años consecutivos y a una misma edad son de una magnitud relativamente similar se puede soslayar este fenómeno. De idéntica manera, pero cambiando los signos, se introduciría la inmigración, pudiendo realizar nuevamente la anterior simplificación. Por tanto, en términos operativos se puede asumir que la población se comporta como una población cerrada o en ausencia de migraciones a la hora de calcular sus riesgos de morir.



$${}^g q_x = \frac{{}^g d_x^{t-1} + {}^g d_x^t}{{}^g P_x^t + {}^g d_x^{t-1} + {}^g e_x^{t-1} - \frac{{}^g e_x^{t-1} + {}^g e_x^t}{2}}$$

Este es el procedimiento que tradicionalmente utiliza el INE para calcular las tablas de mortalidad. Se trata, por consiguiente, de tablas bianuales, centradas a 1 de enero del segundo año, ya que las tablas de dimensión estrictamente anual sólo considerarían las defunciones de un año y estarían centradas a 1 de julio de dicho año. Esta configuración de tablas bianuales tiene dos ventajas: por un lado, las probabilidades de morir se obtienen directamente a partir de las defunciones por generación y de las poblaciones por edad cumplida; por otro lado, son adecuadas para el seguimiento de la mortalidad según año de nacimiento. Por el contrario, presentan el inconveniente de entremezclar las condiciones de mortalidad de dos años de calendario, lo que provoca que no recojan en toda su magnitud las fluctuaciones interanuales en los riesgos de morir, especialmente en momentos de crisis. Además, el análisis de la evolución de la mortalidad por edad y causa se ha realizado anualmente, lo que puede provocar algunas discordancias entre esas series y las de la esperanza de vida en algunos años.

Por las anteriores razones, además de las tablas de mortalidad bianuales, usadas para el análisis de la mortalidad por generación, se ha construido un segundo juego de tablas de

dimensión estrictamente anual, que se ha utilizado para el estudio de la evolución histórica de la mortalidad y de sus tendencias recientes. La esperanza de vida que se obtiene de ambos juegos de tablas de mortalidad es similar en la mayoría de los años, pero presenta diferencias significativas en el periodo de la Guerra Civil y la inmediata posguerra y, sobre todo, a raíz de la crisis de mortandad de la Gripe de 1918. Por ejemplo, la esperanza de vida masculina de las tablas bianuales 1917-18 y 1918-19 es de 34,6 y 34,7 años, mientras que con las anuales es de 41,7 años en 1917, de 29,7 años en 1918 y de 40,2 años en 1919.

La construcción de tablas anuales requiere transformar las tasas de mortalidad en cocientes. La probabilidad se define como las defunciones entre dos edades exactas sobre la población inicial sometida al riesgo de morir o población de edad exacta inicial ( $PP_x$ ). La tasa relaciona las defunciones con los años-persona en esa edad o intervalo de edades, pudiendo asumir que la población a mitad de periodo es un buen estimador de su valor. Por tanto,

$$q_x = \frac{D_x}{PP_x} \quad m_x = \frac{D_x}{(PP_x - D_x) + a_x D_x} = \frac{D_x}{P_x}$$

$$PP_x = P_x + (1 - a_x)D_x \quad q_x = \frac{D_x}{P_x + (1 - a_x)D_x}$$

dividiendo numerador y denominador por  $P_x$  se deriva que,

$$q_x = \frac{m_x}{1 + (1 - a_x)m_x}$$

Para realizar esta transformación se utiliza la fracción de los años vividos por los muertos entre dos edades exactas ( $a_x$ ). Desde el año 1975 se dispone de los registros individuales de defunciones correspondientes a los ficheros de microdatos del Movimiento Natural de la Población, lo que permite realizar una estimación del valor de  $a_x$  a partir del mes y del año de nacimiento y de defunción. En esos registros el organismo estadístico ha suprimido el día de nacimiento y el de defunción, lo que obliga a realizar el supuesto de que ambos eventos se distribuyen uniformemente a lo largo del mes y, por tanto, se asignan al día 15 de cada mes. Para los años anteriores se considera que las defunciones se distribuyen linealmente en cada edad simple, siendo el valor de  $a_x$  igual a 0,5 para todas las edades, excepto para el primer año de vida ( $a_0$ )

El supuesto de equidistribución no es válido para las defunciones del primer año de vida, ya que el descenso de la mortalidad infantil comporta una progresiva concentración de las defunciones en los primeros días de vida. Esa tendencia se ha roto en el periodo más reciente por un incremento de los días vividos por los muertos el primer año de vida, debido a que los avances médicos, si bien no pueden evitar determinadas muertes, retrasan el momento del óbito. Para calcular los valores de  $a_0$  se han utilizado diversos procedimientos en función de la información disponible.

Las publicaciones del Movimiento Natural de la Población tabulan desde el año 1975 las defunciones infantiles en función de la edad, desagregando día a día la primera semana de vida, semana a semana el primer mes de vida, y mes a mes el primer año de vida. A partir de esos datos se ha estimado  $a_0$  mediante:

$$a_0^t = \left[ \frac{\sum_{x=0 \text{ días}}^{365 \text{ días}} \left( {}^n d_x^t \times \left( x + \frac{n}{2} \right) \right)}{\sum_{x=0 \text{ días}}^{365 \text{ días}} {}^n d_x^t} \right] \div 365$$

Esos datos se publican bajo una observación periodo-edad y engloban las defunciones de dos cohortes<sup>153</sup>. Esas generaciones tienen nacimientos de partida diferentes y, por tanto, varía su ponderación sobre cada segmento de edad de las defunciones infantiles<sup>154</sup>. Para controlar ese fenómeno se ha generado una nueva serie de defunciones infantiles teóricas ( ${}^n d_x^t$ ) que considera las variaciones en el flujo de nacimientos entre años consecutivos:

$${}^n d_x^t = \frac{{}^n d_x^t}{(N^{t-1} \times \alpha) + (N^t \times (365 - \alpha))}$$

donde  $\alpha$  es un estimador del peso en días de los nacidos el año anterior sobre el conjunto de defunciones de cada uno de los segmentos de edad.

Las diferencias entre la serie corregida y sin corregir de  $a_0$  no son importantes, ya que los nacimientos no presentan grandes fluctuaciones en los últimos años. La caída de la natalidad hasta mediados de la década de los noventa provoca que el valor corregido sea inferior al observado, dándose las mayores diferencias, del orden del 2,5 por ciento, en 1981 y 1983, años en los que la reducción fue más importante. A partir de la segunda mitad de los noventa se invierte la pauta al recuperarse la natalidad, con un valor corregido de  $a_0$  ligeramente superior al observado. El escaso número de defunciones infantiles provoca que la serie presente una alta aleatoriedad, siendo necesario ajustarla linealmente para detectar su tendencia subyacente. Como se observa en el Gráfico 3.1, la tendencia confirma el aumento de los días vividos por los muertos el primer año de vida en las dos últimas décadas.

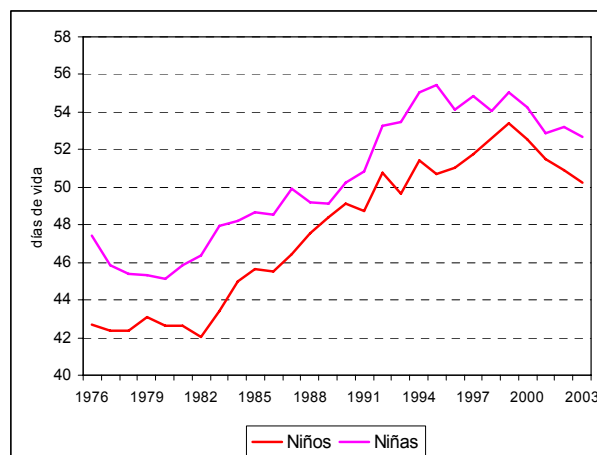
Para el periodo 1941-1974 se ha utilizado una metodología similar, aunque los resultados son menos exactos debido a una tabulación menos detallada de las defunciones infantiles por edad. Las publicaciones distinguen las defunciones del primer mes de vida, a las que

<sup>153</sup> El cálculo de  $a_0$  a partir de las defunciones infantiles según edad se ha extraído de H.S. Shryock y J.S. Siegel (1976: *The methods and materials of demography*)

<sup>154</sup> Las defunciones de 11 meses de vida pertenecen en su mayor parte (23/24 en términos de un diagrama de Lexis) a nacimientos del año anterior, mientras que las de la primera semana de vida corresponden en casi su totalidad a los nacidos durante el mismo año.

habría que añadir los muertos al nacer y el primer día, las del 2º y 3º mes, las del 4º, 5º y 6º mes, y las acaecidas a partir del 7º mes de vida.

Gráfico 3.1: Número medio de días vividos por los muertos el primer año de vida. España. (serie corregida de las fluctuaciones en los nacimientos)



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos del MNP.

El valor de  $a_0$  para las cuatro primeras décadas del siglo, de las que no se dispone de información sobre las defunciones infantiles clasificadas por edad, se ha estimado a partir de la regresión empírica propuesta por N. Keyfitz y F. Wilhelm<sup>155</sup>:

$$a_0 = 0,07 + 1,7m_0$$

Esa relación proporciona una estimación aceptable de la fracción de años vividos por las defunciones infantiles durante el tránsito de altos a bajos niveles de mortalidad. No obstante, como se ha visto anteriormente, deja de ser válida al alcanzarse bajos niveles de mortalidad infantil, ya que el reciente descenso de la tasa no se ha visto acompañado de una mayor concentración de las defunciones en los primeros momentos de la vida.

A partir de las probabilidades de morir por edad simple se han derivado las funciones de supervivencia ( $l_x$ ) y de defunciones ( $d_x$ ) de la tabla de mortalidad. La población estacionaria ( $L_x$ ) se ha calculado utilizando la fracción de los años vividos por los muertos entre dos edades exactas ( $a_x$ ). Para la población estacionaria del grupo abierto se ha recurrido a la tasa de mortalidad como aproximación de la tasa central de mortalidad:

<sup>155</sup> N. Keyfitz y F. Wilhelm (1975: *op. cit.*)

$$mm_w = \frac{d_w}{L_w} = \frac{l_w}{L_w} \quad \Rightarrow \quad L_w = \frac{l_w}{mm_w} \approx \frac{l_w}{m_w}$$

Finalmente, acumulando la función  $L_x$  se ha obtenido el conjunto de años vividos por los supervivientes a partir de una edad ( $T_x$ ), y la vida media restante a partir de esa edad ( $e_x$ ).

### 3.2.2 La parametrización de las probabilidades de morir

Las tablas de mortalidad de España adoptan la configuración de tablas completas, hasta 90 y más años, calculadas a partir de datos corregidos de defunciones y de población. A pesar de ello, los cocientes son aleatorios en algunas edades por el escaso número de eventos, como en la infancia y en la adolescencia en los periodos más recientes, o por los reducidos contingentes de población, como en las más avanzadas. Para eliminar esas fluctuaciones se han ajustado las probabilidades de morir mediante una función matemática. Otras dos razones justifican ese proceder. En primer lugar, la progresiva concentración de las defunciones en las edades avanzadas hace cada vez más necesario ampliar el límite de edad de las tablas. En segundo lugar, algunas funciones de ajuste permiten descomponer la curva de las probabilidades de morir en diferentes periodos del ciclo vital.

El ajuste de los patrones por edad de los fenómenos demográficos es uno de los campos de mayor desarrollo metodológico. En los estudios de mortalidad existe una larga tradición que se remonta a la formulación de Gompertz de crecimiento exponencial de la fuerza de la mortalidad con la edad<sup>156</sup>. Las primeras aproximaciones eran funciones monótonas crecientes, cuando la incidencia de los riesgos de morir es decreciente en las primeras edades. El uso de modelos aditivos que segmentan la complejidad de la curva de las probabilidades de morir representó una mejora en los modelos de ajuste, aunque a costa de un aumento en el número de parámetros de la función<sup>157</sup>. En esta investigación se ha

---

<sup>156</sup> En el esquema de Gompertz la muerte es resultado de dos procesos. Por un lado, el azar que produce una mortalidad igual en jóvenes y en viejos, de tal forma que si sólo interviniera el azar el número de muertos se desentendería de la edad y los supervivientes disminuirían de una forma geométrica. Por otro lado, un deterioro de la resistencia fisiológica con la edad, lo que implica que la disminución de los supervivientes conforme avanza la vida sea más rápida que una progresión geométrica. La ley de mortalidad es:

$$\mu_x = BC^x$$

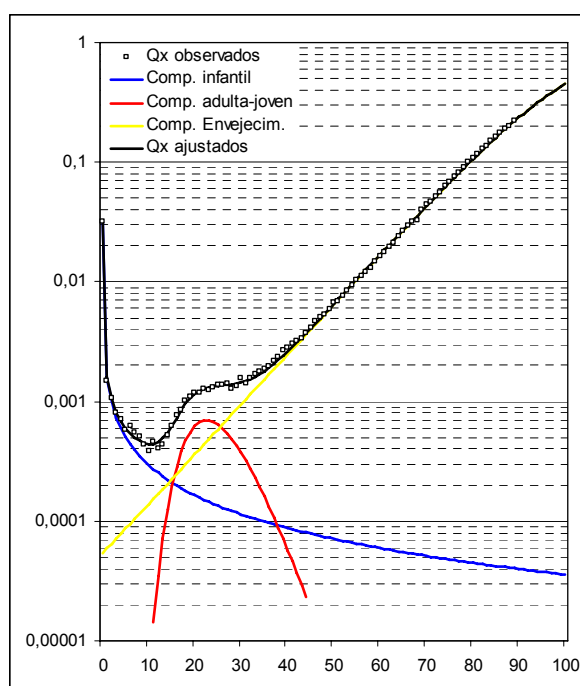
donde B indica el nivel de mortalidad estático y C la velocidad con que aumenta la probabilidad de morir a medida que un individuo envejece.

<sup>157</sup> Véase, J. Duchêne (1980: *Un essai de modélisation de la répartition des décès selon l'âge et la cause dans les pays industrialisés*) y E. Tabeau (2001: *A review of Demographic Forecasting Models for Mortality*)

empleado la ley de mortalidad propuesta por L. Heligman y J. Pollard<sup>158</sup>. Esa ley, en su formulación general, segmenta la curva de los cocientes en tres periodos de la vida: la infancia, la adolescencia y adultez, y la madurez y la ancianidad (Gráfico 3.2):

$$\frac{q_x}{p_x} = A^{(x+B)^C} + De^{-E(\ln x - \ln F)^2} + GH^x \quad \text{función 1}$$

Gráfico 3.2: Probabilidades de morir masculinas observadas y ajustadas. España. 1971.



Fuente: elaboración propia.

- Los parámetros A, B y C sintetizan la mortalidad en la infancia. El parámetro A es similar a la probabilidad de morir el segundo año de vida ( $q_1$ ); el B mide los diferenciales en los riesgos de morir en los dos primeros años; y el C cuantifica el ritmo de descenso de la mortalidad en la infancia.
- Los parámetros D, E y F miden la presencia de sobremortalidad en las edades adultas más jóvenes. El valor del parámetro F indica la edad de máxima sobremortalidad; el de D su intensidad y el de E su duración. Un valor de D igual a 0 o un valor de F elevado indican ausencia de sobremortalidad significativa en estas edades.

<sup>158</sup> L. Heligman y J. Pollard (1980: *The age pattern of mortality*). Aplicaciones de este modelo para el análisis histórico de la mortalidad, para la formulación de las hipótesis en las proyecciones de población y para el estudio de los diferenciales espaciales en el artículo de A. Rogers y K. Gard (1991: *Aplicaciones del modelo de valores de mortalidad Heligman/Pollard*)

- Los parámetros G y H expresan la mortalidad ligada al proceso de envejecimiento: G su nivel y H su tasa de crecimiento con la edad.

Además de esa formulación general, los autores plantearon diversas variantes que en determinados casos ofrecen un mejor ajuste de los cocientes de mortalidad:

$$q_x = A^{(x+B)^C} + De^{-E(\ln x - \ln F)^2} + \frac{GH^x}{1 + KGH^x} \quad \text{función 2}$$

$$q_x = A^{(x+B)^C} + De^{-E(\ln x - \ln F)^2} + \frac{GH^{x^K}}{1 + GH^{x^K}} \quad \text{función 3}$$

Las tablas de mortalidad completas de España de los años acabados en 1 se han ajustado mediante esas tres funciones, actuando de forma retrospectiva a partir de la tabla del año 2001. Para el ajuste de la primera tabla se ha partido de los parámetros estimados por M. Rué para las tablas de mortalidad españolas de los años ochenta<sup>159</sup>. Los parámetros de la función de ajuste se han obtenido mediante el uso de una rutina que minimiza las diferencias entre la serie observada y ajustada de las probabilidades de morir desde el nacimiento hasta los 85 años. El criterio de minimización utilizado ha sido el de la suma de los cuadrados de las diferencias relativas entre las probabilidades de morir observadas y ajustadas, ya que es el criterio que mejor ajusta la curva en aquellas edades en que los cocientes de mortalidad son más bajos<sup>160</sup>:

$$\sum_{x=0}^{85} \left( \frac{q_x^o - q_x^a}{q_x^a} \right)^2$$

donde  $q_x^o$  es la probabilidad observada y  $q_x^a$  la ajustada mediante la correspondiente función.

La función que proporciona un ajuste más satisfactorio varía temporalmente, pero en los análisis históricos y/o de tendencias es necesario emplear siempre la misma función. En los hombres la función que ha proporcionado mejores ajustes tanto en las primeras décadas del siglo, como a partir de los años setenta, ha sido la función 3, mientras que entre los años cuarenta y sesenta se han obtenido con la función 2. En las mujeres el esquema es más dicotómico, ya que hasta los años cincuenta el mejor ajuste ha sido el de la función 2 y posteriormente el de la función 3. Finalmente, se ha retenido la función 3 en ambos sexos, ya que ajusta mejor un mayor número de tablas, especialmente las del periodo más reciente.

<sup>159</sup> M. Rué (1992: *Les lleis de mortalitat: un ajust paramètric per a Catalunya i Espanya*)

<sup>160</sup> Con el objetivo de realizar un ajuste suplementario en las edades más avanzadas se ha introducido una restricción en el sistema. Dicha restricción impone que la esperanza de vida a la edad 65 que se deriva de las probabilidades de morir ajustadas no puede diferir más del  $\pm 2$  por ciento respecto de la que se obtiene a partir de los cocientes de mortalidad observados.

Una vez ajustados los cocientes se han recalculado las tablas con el objetivo de testar que los niveles de esperanza de vida fuesen similares a los obtenidos a partir de los cocientes observados. Como se observa en la Tabla 3.1 las diferencias de vida media al nacer son mínimas y se concentran en las primeras décadas del siglo, mientras que en las tablas de los últimos decenios se sitúan por debajo del  $\pm 0,1$  por ciento.

Tabla 3.1: Esperanza de vida calculada a partir de las probabilidades de morir reales y ajustadas mediante la función 3 de Heligman-Pollard. España.

	hombres			mujeres		
	Eo real	Eo ajustada	dif. relativa	Eo real	Eo ajustada	dif. relativa
1911	40,9	41,1	0,4%	43,5	43,3	-0,5%
1921	42,4	42,6	0,4%	45,4	45,4	0,0%
1931	49,0	49,0	0,0%	52,8	52,9	0,1%
1941	44,6	44,8	0,3%	52,8	52,9	0,3%
1951	59,4	59,5	0,1%	64,3	64,4	0,3%
1961	67,2	67,2	0,0%	72,1	72,2	0,0%
1971	69,4	69,3	0,0%	74,9	75,1	0,2%
1981	72,5	72,5	-0,1%	78,7	78,6	-0,1%
1991	73,5	73,5	0,0%	80,6	80,7	0,0%
2001	76,2	76,3	0,1%	83,1	83,0	0,0%

Fuente: elaboración propia.

En resumen, el ajuste paramétrico de las tablas de mortalidad presenta una serie de ventajas como el suavizado de los cocientes, la ampliación de forma razonable del límite de edad de la tabla y la síntesis en una serie de parámetros de la complejidad de la curva de las probabilidades de morir.

### 3.2.3 Las tablas de mortalidad provinciales

Las tablas de mortalidad provinciales se han elaborado con un protocolo diferente, ya que el tamaño poblacional de muchas provoca que las defunciones por edad simple y sexo tengan una elevada aleatoriedad debido al escaso número de eventos registrados en un año de calendario<sup>161</sup>. Para lograr una mayor robustez en los indicadores se han agrupado los datos para aumentar el número de eventos y los efectivos poblacionales de las provincias. Dicha agrupación se ha realizado sobre dos dimensiones: por un lado, las edades simples se han agregado en quinquenales hasta 85 años y más, con tratamiento específico del primer

<sup>161</sup> Para el año 2001 se dispone de 10.100 posibles datos por la combinación de 2 sexos, 50 provincias y 101 edades, de los cuales en 1.444 casos no hay ninguna defunción y en 6.300 casos no se alcanzan las 20 defunciones.



año de vida; por otro, las tasas se han calculado utilizando los flujos y los efectivos de tres años. Es decir, las tablas provinciales son de configuración abreviada y de dimensión trianual, centradas en los años acabados en 1 y en 6<sup>162</sup>.

$$m_{x,x+4}^{t-1,t+1} = \frac{d_{x,x+4}^{t-1} + d_{x,x+4}^t + d_{x,x+4}^{t+1}}{P_{x,x+4}^{1/1/t} + P_{x,x+4}^{1/1/t+1} + \frac{P_{x,x+4}^{1/1/t-1} + P_{x,x+4}^{1/1/t+2}}{2}}$$

El protocolo de construcción de esas tablas desde la del trienio 1975-77 se ha basado en la transformación de las tasas en cocientes de mortalidad a partir de la fracción de los años vividos por las defunciones entre dos edades exactas ( ${}_n a_x$ ). Su valor se ha calculado a partir del mes y año de nacimiento y de defunción de los registros individuales de los ficheros de microdatos del Movimiento Natural de la Población. El cálculo del valor de  $a_0$  a partir de la distribución por edad de las defunciones del primer año de vida presenta una gran aleatoriedad a escala provincial, habiéndose considerado más adecuado utilizar para todos los ámbitos los calculados previamente para el conjunto de España.

$${}_n q_x^{t-1,t+1} = \frac{n * m_{x,x+n}^{t-1,t+1}}{1 + (n - {}_n a_x) * n * m_{x,x+n}^{t-1,t+1}}$$

A partir de los valores de  ${}_n a_x$  se ha derivado el conjunto de años vividos entre dos edades exactas o población estacionaria asociada a la tabla:

$${}_n L_x = l_{x+n} * n + {}_n d_x * {}_n a_x \quad \text{con } L_{85+} = \frac{l_{85}}{m_{85}} \text{ para el grupo de edad abierto.}$$

Para los años anteriores sólo se dispone de los datos publicados en el MNP. Bajo el supuesto de distribución lineal de las defunciones en el seno de cada grupo de edad se asume que el valor de  ${}_n a_x$  es igual a  $n/2$ , siendo la anterior fórmula equivalente a la clásica transformación conocida como “método actuarial”:

$${}_n q_x^{t-1,t+1} = \frac{2 * n * m_{x,x+n}^{t-1,t+1}}{2 + n * m_{x,x+n}^{t-1,t+1}}$$

Esa transformación presenta una serie de limitaciones: a) la distribución uniforme de las defunciones sólo puede asumirse para los grupos de edad centrales; y, b) la relación sólo es válida si la población tiene las características de una población estacionaria; es decir, no perturbada por fluctuaciones en el flujo de nacimientos. Junto al método actuarial, existen

---

<sup>162</sup> Para agilizar la lectura en el texto se hace referencia al año central del trienio.

otras transformaciones clásicas de las tasas en cocientes de mortalidad: por un lado, la de Reed y Merrell<sup>163</sup>, por otro, la de Greville<sup>164</sup>.

La elección del método de transformación se ha sustentado en el análisis previo de las diferencias entre los cocientes de las tablas provinciales de 1991 obtenidos a partir de la función  ${}_n a_x$  calculada con microdatos del registro de defunciones y los que se derivaban de aplicar los tres métodos de transformación anteriores<sup>165</sup>. De las 100 tablas de mortalidad provinciales que se han comparado en 59 casos la transformación que proporcionaba unos resultados más similares a los de la función  ${}_n a_x$  era la de Reed y Merrell, en 32 casos la de Greville y sólo en 9 tablas la del método actuarial. Además, el método de Reed y Merrell se caracterizaba por ser el que presentaba una mayor similitud en las edades con cocientes más elevados, siendo el procedimiento finalmente utilizado<sup>166</sup>.

Los años vividos entre dos edades exactas ( ${}_n L_x$ ) se han calculado mediante un ajuste polinómico de la función de supervivencia, método idéntico al utilizado por el INE para elaborar sus tablas de mortalidad de las provincias y de las Comunidades Autónomas:

$${}_n L_x = \frac{65}{24} (l_x + l_{x+5}) - \frac{5}{24} (l_{x-5} + l_{x+10})$$

Esa fórmula no permite calcular la población estacionaria de los primeros grupos de edad. Para  $a_0$  se ha aplicado el valor de España a todas las provincias, y para  ${}_4 a_1$  y  ${}_5 a_5$  se han fijado en 1,5 y en 2,5 años, ya que se ha comprobado, a partir de los registros de defunciones del periodo 1990-92, que los valores de  ${}_n a_x$  se sitúan en la mayoría de las provincias próximos a

<sup>163</sup> Su relación tiene una base empírica, ya que a partir de las tablas de mortalidad de Estados Unidos de 1910, 1920 y 1930 establecieron la siguiente relación entre tasas y cocientes (L.J. Reed y M. Merrell: 1939: *A short method for constructing an abridged life table*):

$${}_n q_x = 1 - e^{-{}_n m_x - 0,008 n^3 \times {}_n m_x^2}$$

<sup>164</sup> Esta aproximación, basada en el crecimiento exponencial de las tasas a partir de la segunda mitad de la vida, consiste en transformarlas en probabilidades de morir mediante (T. Greville: 1943: *Short Methods of Constructing Abridged Life Tables*):

$${}_n q_x = \frac{{}_n m_x}{\frac{1}{n} + {}_n m_x \left[ \frac{1}{2} + \frac{n}{12} ({}_n m_x - \log C) \right]}$$

donde C es una constante de valor igual a 0,095.

<sup>165</sup> Y. Péron (1971: *La construction de tables de mortalité abrégées: comparaison de trois méthodes usuelles*)

<sup>166</sup> C. Wattelar (1980: *Perspectives démographiques par sexe et par âge: les indices de mortalité et le calcul des survivants*), a partir de un análisis de las tablas departamentales belgas, recomienda "utilizar el método de Reed y Merrell desde los 60 años, para los actuales niveles de mortalidad, e incluso a partir de los 45 años en ambos sexos" (p. 48), mientras que para las edades inferiores cualquiera de los métodos de transformación es válido.

esos cifras. Finalmente, la población estacionaria del grupo de edad abierto se ha estimado a partir de la tasa de mortalidad de 85 y más años.

### 3.2.4 Comparación con las tablas de mortalidad del INE

El Instituto Nacional de Estadística publica, aunque no de forma sistemática y periódica, las tablas de mortalidad de la población española<sup>167</sup>. La metodología, así como el tratamiento de la información de base, ha variado con el tiempo, aunque desde 1970 se mantiene el mismo protocolo de construcción<sup>168</sup>. Las tablas elaboradas en esta tesis presentan una alta concordancia con las del INE para los últimos años, pero muestran diferencias relevantes en las de las primeras décadas del siglo XX, especialmente en las tablas femeninas, por la fuerte corrección que se ha realizado en las fuentes de partida, y en las del bienio 1940-41 (Tabla 3.2).

Tabla 3.2: Comparación entre la esperanza de vida calculada y las oficiales del INE.

	INE		Calculada		Diferencia relativa	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1910-11	40,9	42,6	41,3	43,9	0,95%	3,16%
1920-21	40,3	42,1	41,1	43,9	1,88%	4,25%
1930-31	48,4	51,6	48,9	52,9	1,12%	2,46%
1940-41	47,1	53,2	44,9	52,8	-4,69%	-0,71%
1950-51	59,8	64,3	59,8	64,6	0,00%	0,54%
1960-61	67,4	72,2	67,0	72,0	-0,60%	-0,29%
1970-71	69,6	75,1	69,0	74,7	-0,81%	-0,56%
1975-76	70,4	76,2	70,5	76,4	0,19%	0,33%
1980-81	72,5	78,6	72,1	78,3	-0,50%	-0,32%
1985-86	73,3	79,7	73,2	79,7	-0,12%	-0,05%
1990-91	73,4	80,5	73,3	80,5	-0,13%	0,02%
1995-96	74,4	81,6	74,4	81,7	-0,01%	-0,02%
1998-99	75,3	82,2	75,1	82,1	-0,17%	-0,11%

Fuente: datos INE extraídos de los Anuarios Estadísticos de 1982 y 2001.

<sup>167</sup> En 1945 el INE publicó las tablas de mortalidad de 1930-31, recalculando en 1951 las decenales de 1900 a 1940. En 1960 se editaron las tablas de 1950, y en el año 1977 las de 1960 y 1970. A partir de esa fecha las publicaba cada cinco años, pasando recientemente a ser bianuales, siendo las últimas disponibles las del periodo 1998-99. Una revisión de las tablas de finales del S. XIX y principios del S. XX en A. Lasheras (1947: *Las tablas de mortalidad en España*), y un sucinto comentario de las tablas del S. XX en F. J. Goerlich y R. Pinilla (2006: *Esperanza de vida en España a lo largo del siglo XX. Las tablas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística*)

<sup>168</sup> Otras series de tablas en A. Cabré (1989: *La reproducció de les generacions catalanes, 1856-1960*), F. Viciano (1998: *op. cit.*) y en Human Database Life (disponibles en [www.mortality.org](http://www.mortality.org))

En las tablas de mortalidad más recientes, las diferencias son poco relevantes, atribuyéndose básicamente a los efectivos utilizados en los denominadores y a los ajustes realizados sobre los datos de partida y sobre los cocientes en las edades más avanzadas. Por ejemplo, parte de la diferencia en las tablas del bienio 1980-81 se debe a que el INE utilizó datos provisionales de defunciones del año 1981 con imputación provisional de la variable edad, y en las de la segunda mitad de la década de los noventa a que las poblaciones usadas por el organismo estadístico para el cálculo de los denominadores fueron las derivadas de las proyecciones de población con base en el Censo de 1991, y no unas estimaciones intercensales de población como en nuestro caso. Además, como veremos con más detalle en el próximo capítulo, el INE realiza un ajuste sobre los riesgos de morir observados en las edades más avanzadas que desemboca en una evolución temporal muy paradójica y en una clara deformación de la curva de mortalidad.

El INE ha publicado también las tablas de mortalidad de las Comunidades Autónomas para los años 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1994-95 y 1998-99, y de las provincias para el periodo 1969-72<sup>169</sup>, utilizando el método propuesto por N. Keyfitz y F. Wilhelm. Este método se formuló con el objetivo de superar dos de los problemas tradicionales en la construcción de las tablas de mortalidad<sup>170</sup>. El primero, la aproximación de funciones continuas -la curva de supervivencia- a partir de datos que por su naturaleza son de tipo discreto. La solución, adoptada también en esta tesis, es obtener los valores de  ${}_nL_x$  ajustando un polinomio de tercer grado sobre la función de los supervivientes. El segundo, la búsqueda de la medida de un suceso único -la mortalidad- a partir de datos que son el resultado de la interacción entre los diferentes fenómenos que afectan al crecimiento y a la estructura por edades de una población: es decir, la mortalidad, la natalidad y las migraciones. Este método separa, dentro de la estructura por edad de la población, la parte debida a la acción de la mortalidad de la ocasionada por la natalidad y los flujos de migraciones, mediante un procedimiento iterativo que compara la estructura real de la población con la de la población estacionaria asociada a su tabla de mortalidad<sup>171</sup>. Ese procedimiento, que pretende superar la limitación que representa considerar un comportamiento estacionario en las poblaciones reales, tiene un escaso efecto sobre los resultados, "del orden de 0,02 años de esperanza de vida por cada 1 por ciento de cambio anual en el tamaño de la cohorte" (WHO; 1980; *op. cit.*; p. 74).

---

<sup>169</sup> También ha elaborado tablas provinciales para la primera mitad de los noventa como base para las proyecciones de población, aunque sólo se dispone de la esperanza de vida al nacer de 1990 y 1995 (véase, indicadores básicos en [www.ine.es/inebase](http://www.ine.es/inebase)).

<sup>170</sup> N. Keyfitz y F. Wilhelm (1975: *op. cit.*)

<sup>171</sup> Véase D. Devolder (1986: *Tablas de mortalidad provinciales, 1976-1980*)

### 3.3 Análisis de la mortalidad por causas

El análisis de las causas de muerte deviene básico para interpretar los cambios en los niveles y en los diferenciales de mortalidad. La evolución de la distribución relativa de las causas de muerte y de las tasas brutas presenta el inconveniente de estar afectadas por los cambios que se producen en la estructura por edades de la población. Como las causas de muerte presentan diferentes incidencias en función de la edad es preciso estandarizar las tasas para controlar los sesgos que introducen los cambios y/o de las diferencias en las pirámides poblacionales. Por este motivo, se han estandarizado todas las tasas por causa de dimensión superior al grupo de edad quinquenal utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005. El uso de una única población tipo presenta la ventaja de que permite analizar tanto la evolución temporal de los patrones de mortalidad por causas, como sus diferenciales entre sexos y sus desigualdades espaciales.

Las tasas estandarizadas totales tienden a favorecer aquellas causas de muerte que son más frecuentes en las edades más avanzadas. Social y sanitariamente la trascendencia de una defunción acaecida en esas edades es menor que la de una muerte en la adolescencia o en las edades adultas que, la mayoría de las veces, son debidas a enfermedades que se consideran evitables social o sanitariamente. Por este motivo, en los estudios de salud pública se utilizan indicadores que, como los Años Potenciales de Vida Perdidos (APVP) combinan la incidencia de las distintas causas de muerte con la edad a la que se producen esas defunciones. La idea de ese indicador es que una defunción por una determinada causa de muerte resta  $x$  años al conjunto de años vividos, siendo  $x$  la diferencia entre una edad teórica y la edad a la que se produjo la defunción. La suma de todos los casos proporciona el conjunto de años potenciales de vida perdidos por la población por una determinada causa de muerte, calculándose las correspondientes tasas brutas y estandarizadas de APVP, así como el número medio de años de vida perdidos por cada una de las causas.

Un aspecto básico en el cálculo de los APVP es determinar la edad teórica de referencia. La opción más común es establecer una edad fija, por ejemplo los 70 años, de tal manera que los APVP son la suma de las diferencias entre dicha edad y el punto medio del intervalo de edades de cada una de las defunciones por una determinada causa. En los estudios históricos fijar un valor teórico, por ejemplo los 70 años, tiene un significado muy diferente a principios de siglo, con niveles de esperanza de vida de cuarenta años, y en la actualidad, cuando la vida media supera ya esa cifra. Además, modificar ese límite de edad, por ejemplo desplazándolo hasta los 75 años, no sólo incrementa los APVP sino que también altera de forma sustancial su distribución interna entre las diferentes causas de muerte, de tal manera conforme aumenta esa edad la distribución se asemeja cada vez más a la obtenida a partir de las tasas estandarizadas. En la Tabla 3.3 se han calculado para el año 1995 las tasas de mortalidad de algunas causas de muerte para el conjunto de la población, y los APVP en el rango de edades 1-69 y en el de 1-74 años. A partir de las tasas, el peso del SIDA en la mortalidad de ese año fue del 1,7 por ciento y el de las causas externas del 4,7 por ciento, mientras que las del aparato circulatorio representaron el 37 por ciento. En cambio, si

utilizamos los APVP en el rango de edad 1-69, el más comúnmente utilizado, el peso de aquellas causas que, como el SIDA o las externas, se concentran en las edades adultas-jóvenes o que tienen una elevada incidencia en las maduras, como los cánceres, aumenta de forma apreciable, en detrimento de las de mayor letalidad en edades avanzadas, como las del aparato circulatorio y las del respiratorio. En ese año, las causas del aparato circulatorio fueron las que más contribuyeron a la mortalidad total en términos de tasas, mientras que si utilizamos como indicador los APVP la mayor aportación recayó en los tumores. La consideración de un intervalo más amplio de edades para el cálculo de los APVP, el rango 1-74 años, reduce el peso relativo de los tumores, pero continúan siendo el grupo de causas más relevante, e incrementa el de las causas de los aparatos circulatorios y respiratorios.

Tabla 3.3: Comparación entre tasas estandarizadas de mortalidad y Años Potenciales de Vida Perdidos. España, ambos sexos, 1995.

	Tasas estand. (por 10.000)		APVP 1-69 (en miles)		APVP 1-74 (en miles)	
	Absoluto	Relativo	Absoluto	Relativo	Absoluto	Relativo
SIDA	14,7	1,7%	203	3,6%	205	2,4%
Tumores	228,7	26,0%	2.312	41,2%	3.355	39,0%
Ap. circulatorio	326,6	37,1%	1.367	24,3%	2.384	27,7%
Ap. respiratorio	88,3	10,0%	342	6,1%	643	7,5%
Externas	41,5	4,7%	472	8,4%	553	6,4%
Resto causas	180,6	20,5%	918	16,3%	1.453	16,9%
Todas causas	880,4	100,0%	5.614	100,0%	8.592	100,0%

Fuente: elaboración propia.

Una opción alternativa consiste en establecer una edad teórica variable, generalmente el valor de la esperanza de vida al nacer. En esta aproximación se considera el nivel general de mortalidad, entendiéndose los APVP como el conjunto de años que se pierden por una causa de muerte respecto de la vida media de los individuos. El inconveniente es que el nivel y la estructura de los APVP no sólo dependen de cómo evoluciona cada una de las causas de muerte, sino también de la trayectoria del resto de causas. Por lo tanto, la comparación presenta, como en la opción anterior, problemas de interpretación. Por estos motivos, a pesar del uso generalizado en la actualidad de los APVP<sup>172</sup>, se ha considerado que no era el indicador más adecuado para los objetivos planteados en esta tesis.

El método utilizado, propuesto por J. Pollard, descompone la diferencia en la esperanza de vida al nacer de dos poblaciones, o su variación temporal, a partir de las desigualdades, o

<sup>172</sup> El INE calcula los APVP para los principales capítulos de la 10ªCIE considerando las defunciones acaecidas entre 1 y 69 años "lo que supone prescindir, por un lado, de las muertes ocurridas en las edades más avanzadas y, por otro, de la mortalidad infantil debido a que las causas de muerte de los fallecidos menores de 1 año son, en general, muy específicas, requiriendo un estudio aparte" (INE, *Metodología General de la Estadística de Defunciones según la Causa de Muerte*)

de los cambios, en las tasas de mortalidad por edad y causa<sup>173</sup>. Las diferencias en la esperanza de vida, tanto en términos sincrónicos como diacrónicos, pueden explicarse en función de las estructuras de la mortalidad por edad y por causa. Por ejemplo, ¿qué ganancia o pérdida de  $e_0$  entre dos periodos se debe a la mortalidad infantil?, ¿qué influencia tiene una determinada causa de muerte en las desigualdades de vida entre sexos?, ¿qué papel juegan las distintas causas y edades en los diferenciales territoriales de vida media?, entre otras.

El efecto de la mortalidad por edad sobre las diferencias de esperanza de vida al nacer de dos poblaciones o subpoblaciones se ha calculado mediante:

$$e_0^2 - e_0^1 \approx ({}_1m_0^1 - {}_1m_0^2)w_0 + 4({}_4m_1^1 - {}_4m_1^2)w_2 + 5({}_5m_5^1 - {}_5m_5^2)w_{7,5} + \dots$$

donde el factor de ponderación  $w_x$  es:

$$w_x = \frac{1}{2} \left( \frac{l_x^2}{l_0^2} e_x^1 + \frac{l_x^1}{l_0^1} e_x^2 \right)$$

Los factores de ponderación de los dos primeros grupos de edad no se corresponden con el punto medio del intervalo de edad (0,5 y 3), sino con las edades 0 y 2, para considerar que las defunciones se concentran al inicio de esos intervalos. Para el resto de grupos el factor de ponderación es el punto medio del intervalo, suponiendo por tanto una distribución lineal de las defunciones. Este supuesto acarrea que la diferencia de vida media calculada directamente a partir de las tablas de mortalidad no coincida exactamente con la obtenida mediante este método de descomposición, aunque dicha diferencia es en todos los casos despreciable en términos de análisis.

De las anteriores fórmulas se desprende que la contribución de las distintas edades a la vida media de una población depende no sólo del cambio o de la diferencia en las tasas de mortalidad en cada una de las edades, sino también del número de supervivientes iniciales que alcanzan las distintas edades, ya que éstos intervienen en el cálculo de los factores de ponderación, y de la edad que se considera, ya que implica añadir o sustraer años de vida al resto de edades<sup>174</sup>. Así, el impacto directo sobre la esperanza de vida de una disminución de las tasas de mortalidad en las edades maduras y avanzadas será más importante cuanto

<sup>173</sup> J. N. Pollard (1988: *On the decomposition of changes in expectation of life and differentials in life expectancy*)

<sup>174</sup> E. Arriaga (1980: *Measuring and explaining the change in life expectancies*) propone un método que descompone la contribución de cada edad o grupo de edades en tres efectos: un efecto directo que mide la aportación debida al cambio dentro del propio grupo de edad; un efecto indirecto que cuantifica su repercusión sobre la supervivencia en el resto de edades; y un efecto interacción que combina el cambio en esa edad con el que se produce en el resto de edades. Un ejemplo de aplicación de este método, introduciendo también la variable causa de muerte, en I. Serra, R. Gispert et al (2006: *Impacte de l'edat i les causes de mort en els canvis de l'esperança de vida. Catalunya 1987-2002*)

mayor sea la proporción de efectivos que han sobrevivido a dichas edades, aunque su efecto indirecto será menor al darse al final de la vida. Por el contrario, el efecto de la reducción de la mortalidad en los primeros años de vida es menor en su propio grupo de edad, debido a los bajos niveles de mortalidad ya alcanzados, pero se proyecta al resto de las etapas del ciclo vital, lo que explica que hoy en día su contribución total todavía sea significativa.

Por extensión, si a una edad o grupo de edades la suma de las tasas de mortalidad por causas es igual a la tasa específica de mortalidad, se puede introducir directamente el efecto de las distintas causas de muerte mediante:

$$\begin{aligned} e_0^2 - e_0^1 \approx & \sum_i ({}_1m_0^{(i)1} - {}_1m_0^{(i)2})w_0 + \\ & 4\sum_i ({}_4m_1^{(i)1} - {}_4m_1^{(i)2})w_2 + \\ & 5\sum_i ({}_5m_5^{(i)1} - {}_5m_5^{(i)2})w_{7,5} + \\ & 5\sum_i ({}_5m_{10}^{(i)1} - {}_5m_{10}^{(i)2})w_{12,5} + \dots \end{aligned}$$

La aportación del grupo abierto plantea el problema de la edad en que se sitúa dicho grupo. En el resto de grupos el factor de multiplicación es igual a la amplitud del intervalo de edad, pero en el grupo abierto debe ser variable para tener en cuenta los años que aún puede esperar vivir la población que alcanza esa edad. Por ese motivo, se ha utilizado como factor la semisuma de las esperanzas de vida de los grupos abiertos de las dos tablas de mortalidad que se comparan, ya que son indicativos del número medio de años que puede esperar vivir la población a partir de esa edad. Por tanto, la aportación del grupo abierto se ha calculado mediante:

$$\left( \frac{e_{x+}^1 + e_{x+}^2}{2} \right) \times \sum_i (m_{x+}^{(i)1} - m_{x+}^{(i)2}) w_{x+}$$

Este método permite analizar la evolución y las diferencias en la esperanza de vida como el fruto de los cambios o de las desigualdades en las estructuras de la mortalidad por edad y causa. El resultado es una tabla de doble entrada en la que uno de los marginales muestra la contribución de las edades y el otro la de las causas, mientras que las casillas centrales cuantifican el efecto combinado edad-causa.

En esta tesis se ha usado ampliamente esa metodología con el fin de analizar qué edades y qué causas explican las diferencias de esperanza de vida en los distintos periodos, y en cada uno de ellos entre hombres y mujeres. A escala territorial, se ha analizado el impacto de los patrones de mortalidad sobre la evolución de la vida media entre 1961 y 2001, sobre las diferencias espaciales en las expectativas de vida entre sexos, y sobre sus diferenciales con España.



---

Parte II

## **LA MORTALIDAD EN ESPAÑA EN EL SIGLO XX**

**DE LA TRANSICIÓN EPIDEMIOLÓGICA A  
LAS DESIGUALDADES ESPACIALES**



## **4 LA MORTALIDAD EN LA ESPAÑA DEL SIGLO XX: UNA VISIÓN HISTÓRICA Y COMPARATIVA**

El descenso de la mortalidad constituye uno de los aspectos primordiales de la dinámica demográfica del siglo XX. Su historia se ha caracterizado por una gran heterogeneidad de trayectorias entre países, que se concretan en una pluralidad de modelos transicionales definidos en función del momento de inicio de la transición, de su intensidad y amplitud temporal, y de sus factores desencadenantes. En este sentido, España se configura como un ejemplo de transición relativamente acelerada dentro del modelo occidental, ya que a la magnitud y a la intensidad del declive de la mortalidad se le une su concentración temporal. Así, la transición de la mortalidad, que en los países pioneros, como Suecia o Inglaterra, abarcó dos centurias, en España se produjo en el transcurso del siglo XX, al aumentar 42 años la vida media de los hombres y 47 años la de las mujeres<sup>175</sup>.

### **4.1 La evolución de la esperanza de vida**

Un hombre nacido en la España de 1911, sometido a lo largo de su vida a los riesgos de morir de aquel año, podría esperar vivir en término medio 40,9 años y una mujer 43,5 años, mientras que con la actual fuerza de mortalidad alcanzarían los 76,8 años y los 83,5 años. Esas magnitudes representan, en término medio, un aumento por trienio de algo más de un año en las expectativas de vida de la población española. No obstante, dicha tendencia no ha sido lineal, ni ha recaído en las mismas edades, ya que las ganancias se han producido a diferentes ritmos e intensidades en función de las vicisitudes históricas y del proceso de modernización social y económica de España a lo largo del siglo XX. Un análisis más pormenorizado permite identificar de forma esquemática seis grandes etapas (Gráfico 4.1):

---

<sup>175</sup> Los datos de 1900 corresponden a las tablas de mortalidad de la población española del INE, con una esperanza de vida de 33,8 años para los hombres y de 37,5 años para las mujeres.

- 1) La primera etapa, que abarca la segunda década del siglo XX, se caracteriza por una relativa estabilidad en la esperanza de vida de la población española y por la alternancia de una serie de fuertes fluctuaciones interanuales. Entre éstas destaca el impacto que tuvo en España la Gripe de 1918<sup>176</sup>, última gran pandemia europea, que se concreta en algo más de 700 mil muertes ese año, lo que equivale a un exceso cercano al cuarto de millón de defunciones en relación con los valores medios registrados en las primeras décadas del siglo. En las estadísticas de causas de muerte los óbitos diagnosticados como directamente producidos por la gripe se multiplicaron por veinte, de los 7.500 de 1917 a las más de 150.00 de 1918, prolongándose sus efectos en los años posteriores con niveles de mortalidad por gripe en el bienio 1919-1920 tres veces superiores a los registrados en los años previos a la epidemia. Su impacto en términos de esperanza de vida al nacer se tradujo en una caída de 12 años en los hombres y de 13 años en las mujeres, no recuperándose los niveles previos a la pandemia hasta el año 1921.
- 2) La segunda etapa, que comprende el periodo 1921-1935, se corresponde con una primera fase de descenso sostenido de la mortalidad, cuyo reflejo fue un incremento de 8,6 años en la esperanza de vida masculina y de 9,7 años en la femenina. Ese avance se debió fundamentalmente a la reducción de los riesgos de morir en los primeros años de vida, y en las mujeres también de los riesgos reproductivos, aunque también influyó un cierto efecto de selección de los individuos con peores condiciones de salud a raíz de la Gripe de 1918.
- 3) La tercera etapa, la de los años de la Guerra Civil y de la inmediata posguerra, representa una ruptura de la tendencia alcista de la etapa anterior, con una reducción de 7,8 años en la vida media de los hombres y de 2,9 años en la de las mujeres entre 1935 y 1939. Los efectos de la contienda bélica se prolongaron durante los primeros años de la década de los cuarenta, periodo de fuerte penuria económica y crisis social, no alcanzándose los valores prebélicos hasta el año 1943.
- 4) La cuarta etapa, que se prolonga desde mediados de los años cuarenta hasta principios de los años sesenta, se configura como la fase de mayor avance absoluto en la supervivencia de los españoles, gracias a una nueva mejora en la mortalidad infantil y a un efecto de compensación de la inflexión del periodo anterior, como se constata en que las ganancias fueron superiores en los hombres. A principios de la década de los sesenta, las expectativas de vida de los españoles habían alcanzado los 67,2 años y la de las españolas los 72,1 años, produciéndose un proceso de clara convergencia respecto del resto de países de la Europa Occidental. Esa evolución plantea una serie de interrogantes: ¿cuál fue la causa de ese rápido incremento a pesar de su retraso inicial?, ¿qué factores lo explican en un contexto de crisis económica y social? En palabras de J. Nadal, "aceptada la veracidad de las estadísticas, la única explicación posible es social. A partir de un nivel de vida mínimo, la mortalidad depende más de factores sociales y sanitarios que del desarrollo económico propiamente dicho"<sup>177</sup>. Entre tales factores, se incluirían las mejoras en la salubridad colectiva y en la higiene individual, el aumento en los niveles educativos de la población, el destierro de algunas prácticas erróneas en el cuidado y en la atención de la infancia, las campañas de

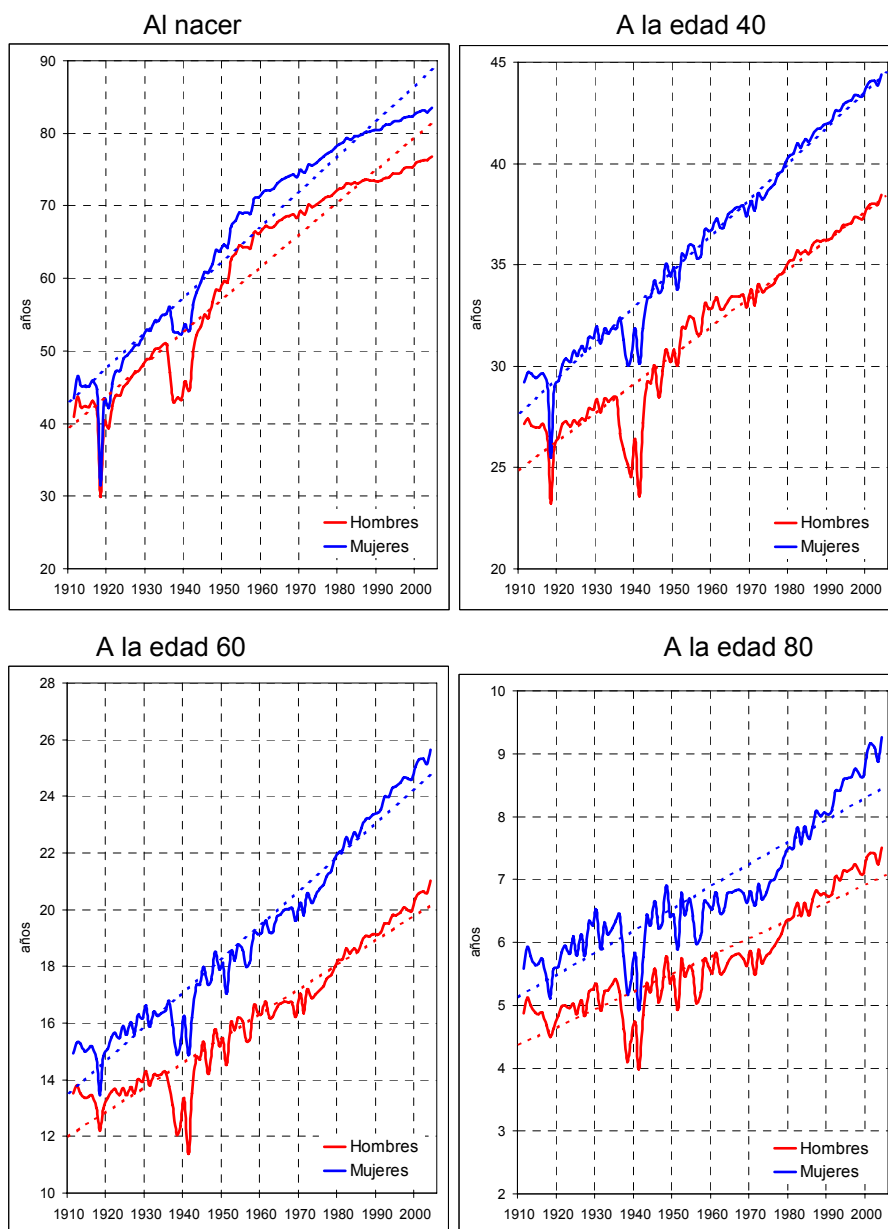
---

<sup>176</sup> Sobre esta epidemia véase la investigación de B. Echevarri (1993: *La Gripe Española. La pandemia de 1918-1919 en España*)

<sup>177</sup> J. Nadal (1984: *La población española, siglos XVI a XX*: p. 213)

prevención y vacunación de determinadas enfermedades infecciosas, especialmente el control de la tuberculosis, la incipiente implantación de un sistema sanitario y de seguro social<sup>178</sup>, la progresiva apertura al exterior que permitió el acceso a nuevos fármacos, así como el propio progreso científico-médico.

Gráfico 4.1: Esperanza de vida a distintas edades. España. 1911-2004



Nota: la línea discontinua representa la tendencia ajustada.

Fuente: elaboración propia a partir de los anexos A.1 a A.4.

<sup>178</sup> En el año 1942 se implantó el Seguro de Enfermedad y en el año 1947 el Seguro Obligatorio de Vejez e Invalidez (SOVI)

- 5) La quinta etapa engloba los años sesenta y setenta, periodo en el que se produce una ralentización en la trayectoria de la esperanza de vida al nacer. Los sesenta fueron en la mayoría de los países de la Europa Occidental y del Norte una década de estabilidad, cuando no de ligero retroceso, en las expectativas de vida de sus habitantes, mientras que en España, a pesar de cierta desaceleración en las edades maduras y avanzadas, las ganancias prosiguieron al existir un mayor margen de mejora debido a una mortalidad infantil más elevada y a un mayor remanente de enfermedades infecciosas. En la segunda década de esa etapa, en los años setenta, el ritmo de ganancias fue mayor al iniciarse el proceso de mejora de la supervivencia en la madurez y en la ancianidad, presagiando el papel que esas edades jugarían en las décadas siguientes.
- 6) La sexta y última etapa, que se inicia en los años ochenta, se enmarca de pleno en la última fase de la transición epidemiológica. En esa fase, el desplazamiento de la fuerza de mortalidad a edades avanzadas provoca que la caída en las tasas de mortalidad tenga un impacto cada vez menor sobre la evolución de la esperanza de vida al nacer. Entre 1980 y 2004 la esperanza de vida masculina pasa de los 72,1 a los 76,8 años y la femenina de los 78,5 a los 83,5 años; es decir, aumentos medios anuales de 0,18 y 0,20 años. Junto a la progresiva concentración de las ganancias de años al final de la vida, el otro rasgo distintivo de ese periodo fue el peculiar comportamiento de los riesgos de morir en la población masculina adulta-joven. El fuerte incremento de la sobremortalidad en los adultos más jóvenes, como se verá con detalle en el próximo capítulo, constituye un aspecto básico para explicar el estancamiento de la esperanza de vida de los hombres a finales de los años ochenta y principios de los noventa. La posterior inversión de esa trayectoria explica también las importantes ganancias de años de vida en la población masculina durante el último decenio, con un avance medio anual de un cuarto de año entre 1995 y 2004. En las mujeres la trayectoria fue más uniforme y sostenida debido al menor juego de pérdidas y recuperaciones de años de vida en la primera adultez, siendo el comportamiento de la supervivencia en las edades maduras y avanzadas el aspecto clave durante esta etapa.

La evolución de la esperanza de vida al nacer durante la mayor parte del siglo XX ha estado condicionada por los riesgos de morir en la infancia, mientras que en el periodo más reciente el protagonismo se ha ido desplazando y concentrando en las edades maduras y en las avanzadas. Ese cambio en el motor que impulsa las ganancias de años de vida de la población se constata analizando la evolución secular de las expectativas de vida a distintas edades (Gráfico 4.1). Entre 1911 y 2004, la vida media a la edad 40 se ha incrementado en un 42 por ciento en los hombres y en un 52 por ciento en las mujeres, siendo su rasgo más destacable que la tendencia sostenida de mejora, a excepción del periodo de la Guerra Civil, se vio frenada por una etapa de ralentización en los años sesenta y principios de los setenta. Así, en los tres quinquenios que transcurrieron de 1960 a 1975 las expectativas de vida a los 40 años aumentaron 1,1 años en los hombres y 2,0 años en las mujeres, mientras que en los siguientes quince años la ganancia fue de 2,3 y de 3,2 años, respectivamente. En la inflexión de la tendencia fue clave la mejora de la supervivencia de los mayores, tal como se constata en la trayectoria de la vida media a la edad 60, con un aumento del 4,4 por ciento en los hombres y de 5,6 por ciento en las mujeres en la década de los sesenta, y del 6,8 y del 7,1 por ciento en los años noventa. Esa mayor longevidad de la población española se aprecia en la tendencia alcista del indicador a la edad 80 en las últimas décadas, con un aumento absoluto de las expectativas de vida a esa edad de 1,7 años en los hombres y 2,5 años en las mujeres entre 1975 y 2004, lo que representa casi el doble de la ganancia del conjunto

del periodo 1911-1974. Por tanto, el progresivo agotamiento de los potenciales de mejora en la niñez y en la adolescencia coincidió con el acceso de la población española a un nuevo estadio de la transición de la mortalidad, el de los avances en longevidad.

## 4.2 España en el contexto europeo del siglo XX<sup>179</sup>

A principios del siglo XX, la geografía de la esperanza de vida se caracterizaba por una clara dicotomía que contraponía los países de la Europa del Norte, y en menor medida de la Europa Continental, áreas pioneras en el descenso de la mortalidad, con los del Sur y el Este de Europa. La desfavorable situación de los españoles se constata en el hecho de que en 1910 sólo los ciudadanos de la Europa del Este, junto con los de Portugal y Grecia, tenían unas expectativas de vida inferiores a la de los españoles, y que en Italia, un país con trazos culturales y socioeconómicos relativamente similares, era 6 años superior en los hombres y 4 años en las mujeres. Ese retraso todavía era más manifiesto en relación con los países del Centro y del Norte de Europa. Los 50 años de vida media en las mujeres se alcanzaron en Suecia en 1870, en Inglaterra-Gales y en Francia en el año 1900, mientras que en España hubo que esperar hasta mediados de los años veinte.

A pesar del retraso inicial de España, y de los efectos de la Guerra Civil y de los años de la inmediata posguerra, las expectativas de vida de los españoles alcanzaron la media del conjunto de los países europeos a principios de los años sesenta. Esa evolución fue similar a la que experimentaron la mayoría de los países que partían de una situación desfavorable, produciéndose un proceso de convergencia entre los países europeos como resultado de la superposición de dos trayectorias. Por un lado, los países pioneros en el descenso de la mortalidad entraron en una fase de estabilización, al haber concluido o estar a punto de culminar la tercera fase de la transición epidemiológica. Por otro, los países del Sur y del Este se encontraban todavía inmersos en dicha fase, con riesgos de morir en la niñez más elevados y con una mayor incidencia de la mortalidad infecciosa, lo que les permitió un mayor margen de recorrido en el descenso de la mortalidad durante esos años.

Ese proceso de convergencia se ha truncado en las últimas décadas, apareciendo una nueva dicotomía espacial en el continente europeo entre el Este y el Oeste. Los países de la

---

<sup>179</sup> Los datos internacionales se han extraído de las siguientes bases de datos: *Population en Chiffres* del Institut National d'Études Démographiques ([www.ined.fr](http://www.ined.fr)); *The Human Mortality Database* ([www.mortality.org](http://www.mortality.org)); *WHOSIS - World Health Organization Statistical Information System* ([www.who.int/whosis/en](http://www.who.int/whosis/en)); y *Population and Social Conditions. Long term indicators* ([www.eu.int/comm/eurostat](http://www.eu.int/comm/eurostat))

Europa Occidental fueron accediendo de forma progresiva a la cuarta fase de la transición epidemiológica conforme se iba controlando la mortalidad cardiovascular y aumentaba la supervivencia de sus ancianos. Así, entre 1980 y 2001 las expectativas de vida de los habitantes del conglomerado que conforma la Europa de los Quince (EU-15) han pasado de los 70,9 a los 75,8 años en los hombres y de los 77,3 a los 81,6 años en las mujeres, produciéndose además una contracción de las desigualdades entre los países miembros<sup>180</sup>. La realidad de la Europa Oriental ha sido más compleja, coexistiendo trayectorias dispares en función de las repercusiones sociales y económicas del derrumbe de los regímenes comunistas, y de la capacidad de los países para adecuar sus sistemas sociosanitarios a los nuevos retos y contextos de salud<sup>181</sup>. En algunos países, como la República Checa<sup>182</sup> o Hungría, la vida media de sus ciudadanos se mantuvo estable y se ha recuperado de forma significativa en los últimos años, mientras que en las antiguas repúblicas soviéticas se ha asistido a un fuerte retroceso en las condiciones de salud de sus habitantes. El ejemplo paradigmático lo constituye la Federación Rusa con una pérdida de 5 años de vida media en los hombres y de 2 años en las mujeres durante la última década del siglo pasado<sup>183</sup>.

Esa pluralidad de trayectorias se constata en la evolución de la esperanza de vida al nacer de una serie de países, que reflejan diversas variantes del modelo occidental de la transición epidemiológica (Gráfico 4.2):

- El primer modelo, representado por Suecia, es el de los pioneros en la transición, que a finales del siglo XIX ya habían superado los 50 años de vida media, con una tendencia más sostenida de crecimiento, aunque sujeta aún a ciertas fluctuaciones interanuales, como la ocasionada por la Gripe de 1918. En ese país, como también en Inglaterra-

---

<sup>180</sup> En ese periodo, el coeficiente de variación de la esperanza de vida al nacer de los países de la UE-15 se redujo del 1,8 al 1,2 por ciento en los hombres y del 1,6 al 1,2 por ciento en las mujeres.

<sup>181</sup> J. Vallin y F. Meslé (2001b): *Évolution de la mortalité en Europe depuis 1950*

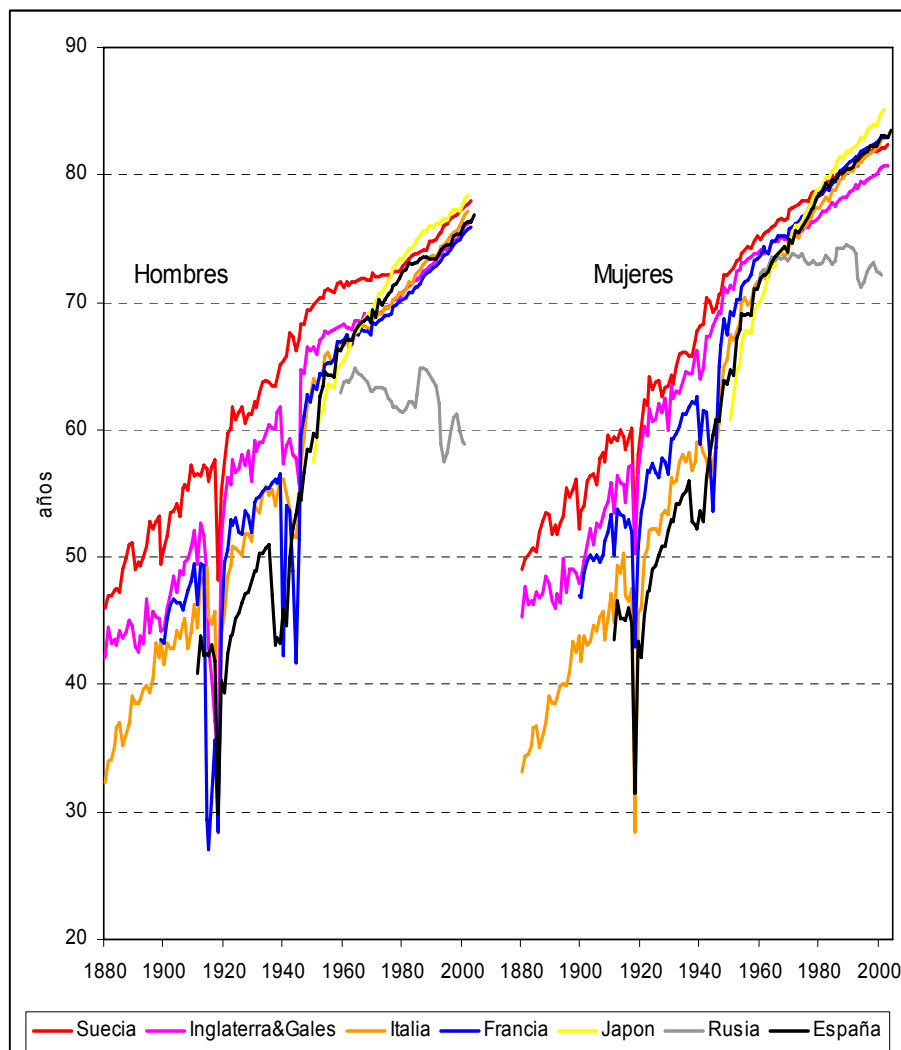
<sup>182</sup> Las expectativas de vida de los hombres checos a principios de los años sesenta eran similares a los de los ciudadanos de la futura EU-15, pero se estancarán en las siguientes décadas hasta alcanzar un diferencial negativo máximo de 5,2 años a finales de la década de los ochenta. No obstante, ha sido el país europeo con un mayor incremento absoluto de la esperanza de vida en el último decenio, lo que le ha permitido reducir en parte su diferencial respecto de la EU-15, situándose en 3,8 años a principios de este siglo.

<sup>183</sup> La evolución de la esperanza de vida en Rusia ha estado marcada, entre otros factores, por la adopción de determinadas medidas de política sanitaria. La campaña antialcohólica iniciada en 1985 favoreció una mejora de la esperanza de vida de los hombres, de 62,7 años en 1985 a 64,9 años en 1987, aunque sus beneficios se desvanecieron al relajarse las medidas coercitivas, reduciéndose en algo más de 7 años la vida media entre 1987 y 1994. Si bien gran parte de esa brusca caída se debió a las muertes violentas y a los efectos del tránsito acelerado a una economía de mercado, también repercutieron los vaivenes en las políticas de control del alcoholismo. Para explicar el efecto de estas políticas, A. Avdeev et al. (1996: *La mortalité en Russie a-t-elle vraiment augmenté brutalement entre 1991 et 1995?*) recurren a la noción de heterogeneidad de la población. En un modelo simplificado la población estaría constituida por dos subpoblaciones, una con altos riesgos de morir por factores asociados al consumo de alcohol, otra con riesgos bajos o nulos. Las políticas de mediados de los ochenta incidieron sobre la subpoblación con riesgos elevados, reduciendo sus defunciones, mientras que no tuvieron efectos sobre la otra subpoblación. Esto alteró la proporción de ambas subpoblaciones, con un aumento del peso relativo de los efectivos con riesgos elevados, lo que provocó un aumento a corto plazo de las defunciones asociadas al alcoholismo cuando se relajaron o desaparecieron las medidas de control.



Gales y en otros países del norte de Europa, se constata, especialmente en los hombres, la presencia de una meseta en la evolución de la esperanza de vida durante los años sesenta y setenta<sup>184</sup>, y la posterior recuperación de la senda ascendente a partir de la década de los ochenta.

Gráfico 4.2: Esperanza de vida por países.



Fuente: España, anexo A.1; resto de países, The Human Mortality Database.

- El segundo modelo, ejemplificado por Francia, se caracteriza por un proceso algo más tardío, al alcanzarse los 50 años de vida media a principios del siglo XX, y por las grandes crisis vinculadas a los acontecimientos históricos. Las pérdidas ocasionadas

<sup>184</sup> Esa estabilización se debe a un conjunto de causas de muerte que se etiquetan como de “riqueza”, y que estarían relacionadas con los hábitos alimentarios, el sedentarismo, el consumo de sustancias nocivas, el aumento de la siniestralidad por accidentes, entre otros.

por la Primera Guerra Mundial y por la Gripe de 1918 provocaron un derrumbe de la esperanza de vida hasta los 28,3 años en los hombres y los 42,9 años en las mujeres; es decir, una caída del 42 y del 19 por ciento respecto de los valores de 1910. Los efectos de la Segunda Guerra Mundial fueron muy acusados con una reducción entre 1939 y 1944 de 15 años en las expectativas de vida de los hombres y de 9 años en la de las mujeres, aunque rápidamente se alcanzaron los valores previos al conflicto. Si bien también se observa la presencia de una fase de relativa estabilidad en los años sesenta, a diferencia del anterior grupo de países, su intensidad fue menor y su recuperación se produjo con anterioridad.

- El tercer modelo, en el que se englobaría España, se distingue por una transición más tardía y acelerada, similar hasta los años sesenta a la de aquellos países que, como Japón o Rusia, son considerados como arquetipos de la variante acelerada del modelo occidental de transición epidemiológica. En esos países, la teoría de la transición epidemiológica postula que, junto a las mejoras sociales y económicas, los factores ligados al progreso científico-médico ejercieron un papel más relevante que en el modelo clásico de la transición<sup>185</sup>. Las tendencias más recientes permiten diferenciar dos subgrupos, que ilustran sobre las dificultades que entraña el tránsito hacia nuevos estadios de la transición epidemiológica. Si a principios de los años sesenta las expectativas de vida de los habitantes de Japón y de Rusia eran similares; en la actualidad las de la población japonesa superan a las de la rusa en 19 años en los hombres y en 13 años en las mujeres. La razón de esas diferencias radica en el menor o mayor éxito en el control de la mortalidad cardiovascular y en la eficacia de los sistemas sociosanitarios para reorientar su actuación hacia programas de prevención acordes con las nuevas condiciones de salud de la población. En este sentido, la organización centralizada del sistema sanitario en la Unión Soviética se mostró eficaz en la lucha contra las causas infecciosas y la mortalidad en la infancia. Superada esa fase, el logro de nuevas ganancias, en el marco de un patrón epidemiológico dominado por las causas degenerativas y de sociedad, requería de estrategias en las que el recurso al progreso médico se viese acompañado de medidas tendentes a mitigar algunas de las disfunciones socioeconómicas que se encuentran en la base de los factores de riesgo moderno y que, al mismo tiempo, coadyuvasen a propiciar una nueva cultura de la salud en la ciudadanía. Las inercias del sistema sociosanitario de la antigua Unión Soviética impidieron su adaptación a los nuevos retos, y la posterior crisis política, social y económica no hizo más que agravar esa situación<sup>186</sup>.

#### 4.2.1 *Mortalidad en las etapas del ciclo de vida en tres países occidentales.*

En el siglo XX, como se ha constatado anteriormente, se ha producido un proceso de convergencia en los niveles de mortalidad de los países occidentales. Baste recordar que en la actualidad las expectativas de vida de las mujeres en España, Francia y Suecia se sitúan

---

<sup>185</sup> R. Omran (1998: *op. cit.*)

<sup>186</sup> J. Vallin (1995: *op. cit.*)

en torno de los 83 años, cuando nueve décadas atrás las suecas gozaban de 7 años más de vida que las francesas y de 15 años más que las españolas. No obstante, la esperanza de vida al nacer, como indicador agregado, no permite extraer conclusiones sobre cuáles eran las condiciones de salud de las mujeres de esos países en las distintas etapas de su ciclo vital, al estar muy determinadas por el nivel y la evolución de los riesgos de morir en la infancia y en la adolescencia. El uso de la vida media a otra edad, si bien afina el análisis, tampoco permite una comparación precisa en términos de etapas del ciclo vital, ya que sintetiza los riesgos de morir desde dicha edad hasta el fin de la vida, pero no los acota en un determinado segmento de edades.

Un indicador más adecuado es la esperanza de vida truncada entre dos edades exactas ( ${}_ne_x$ ), que expresa el número de años vividos entre ambas edades por los supervivientes a la edad inicial. A diferencia de las probabilidades de morir dos edades exactas, ese indicador tiene en cuenta el nivel y la distribución de la fuerza de mortalidad en el interior de cada uno de los grupos de edad<sup>187</sup>. Para su cálculo se ha realizado la simplificación de suponer que las defunciones de la tabla de mortalidad se distribuyen uniformemente en cada edad simple, a excepción de las del primer año de vida para las que se ha utilizado la correspondiente fracción de los años vividos ( $a_0$ ). La fórmula utilizada para el cálculo de la esperanza de vida truncada ha sido:

$${}_ne_x = \frac{\sum_{x+1}^{x+n} (l_{x+1} + d_x \times a_x)}{l_x} \Rightarrow \text{con } a_x = 0,5 \text{ para } x > 0$$

El valor resultante de la esperanza de vida truncada se ha dividido por el número de edades que abarca el intervalo sobre el que se ha calculado, lo que ha permitido disponer de un nivel relativo máximo de referencia. El descenso de los riesgos de morir se ha traducido en un aumento del potencial de años vividos, siguiendo una tendencia asintótica conforme se aproxima ese valor al 100%, equivalente a un contexto de salud óptimo, es decir de ausencia de mortalidad en el intervalo de edades considerado. El valor de ese potencial depende del nivel de los riesgos de morir y, por tanto, se encuentra más próximo del óptimo en la infancia y en la adolescencia que en las edades maduras y avanzadas. En su interpretación hay que tener en cuenta dos aspectos. En primer lugar, el potencial de años vividos es menor cuanto más amplio es el intervalo de edades, ya que los riesgos de morir son acumulativos. Así, el potencial del grupo de edad 40-60 años es menor que si se estimase para cada uno de sus grupos decenales, y éstos son menores que para los grupos quinquenales. El indicador, por tanto, no permite comparar rangos etáricos entre sí, debiendo limitarse al análisis a la

---

<sup>187</sup> Imaginemos un hipotético caso en el que todos los individuos que alcanzan los 80 años de edad mueren antes de cumplir su nonagésimo aniversario. El riesgo de morir entre esas edades es del 1.000 por mil, pero el potencial de años vividos puede oscilar entre un mínimo próximo al 0% si todos mueren inmediatamente después de cumplir los 80 años y un máximo cercano al 100% si el óbito se produce justo antes de celebrar su 90 aniversario.

evolución de cada uno de ellos y a su comparación entre distintas poblaciones. En segundo lugar, es un indicador que mide la mortalidad en el grupo de edades que se considera con independencia del número de efectivos que las alcanzan: es decir, no tiene en cuenta el nivel de los riesgos de morir en las edades previas.

La evolución de los potenciales de años vividos muestra un esquema más rico y complejo de la transición de la mortalidad femenina en España, Suecia y Francia (Gráfico 4.3). Una simple ojeada a los gráficos centra la mirada en las enormes diferencias que durante buena parte del siglo XX se observan en los lactantes y en los niños. En Suecia, país pionero en el descenso de la mortalidad en la infancia, el indicador superaba ya valores del 92 por ciento a principios de la segunda década del siglo XX, mientras que en España se situaba en el 82 por ciento y en Francia en el 87 por ciento. En esa época, los riesgos de morir el primer año de vida en España duplicaban los de Suecia<sup>188</sup>, siendo también relevantes las desigualdades en la niñez, con una probabilidad de morir entre el primer y el quinto aniversario del 35 por mil en Suecia, del 50 por mil en Francia y del 125 por mil en España. Sirva de ejemplo de la draconiana realidad de la España de principios del siglo XX que con la mortalidad de 1912-1914 de cada 100 nacimientos femeninos 13 no sobrevivirían al primer año de vida y 24 no cumplirían su quinto aniversario, mientras que en Suecia 7 niñas no celebrarían el primer aniversario y 11 no sobrevivirían al quinto año de vida. La convergencia de España con esos países se aceleró entre mediados de los años cuarenta y principios de los sesenta, aunque todavía persistía un diferencial negativo significativo. Así, los potenciales de años vividos a principios de los años sesenta por las niñas francesas no se alcanzaron en España hasta una década más tarde, y los de las suecas hasta tres lustros después. Actualmente, los valores son muy similares en los tres países, por encima del 99,6 por ciento. Dicho valor, muy próximo al óptimo, indica que el remanente de mejora es escaso, más aún cuando la mayoría de las defunciones del primer año de vida responden en la actualidad a patologías endógenas y anomalías congénitas sobre las que es más difícil incidir.

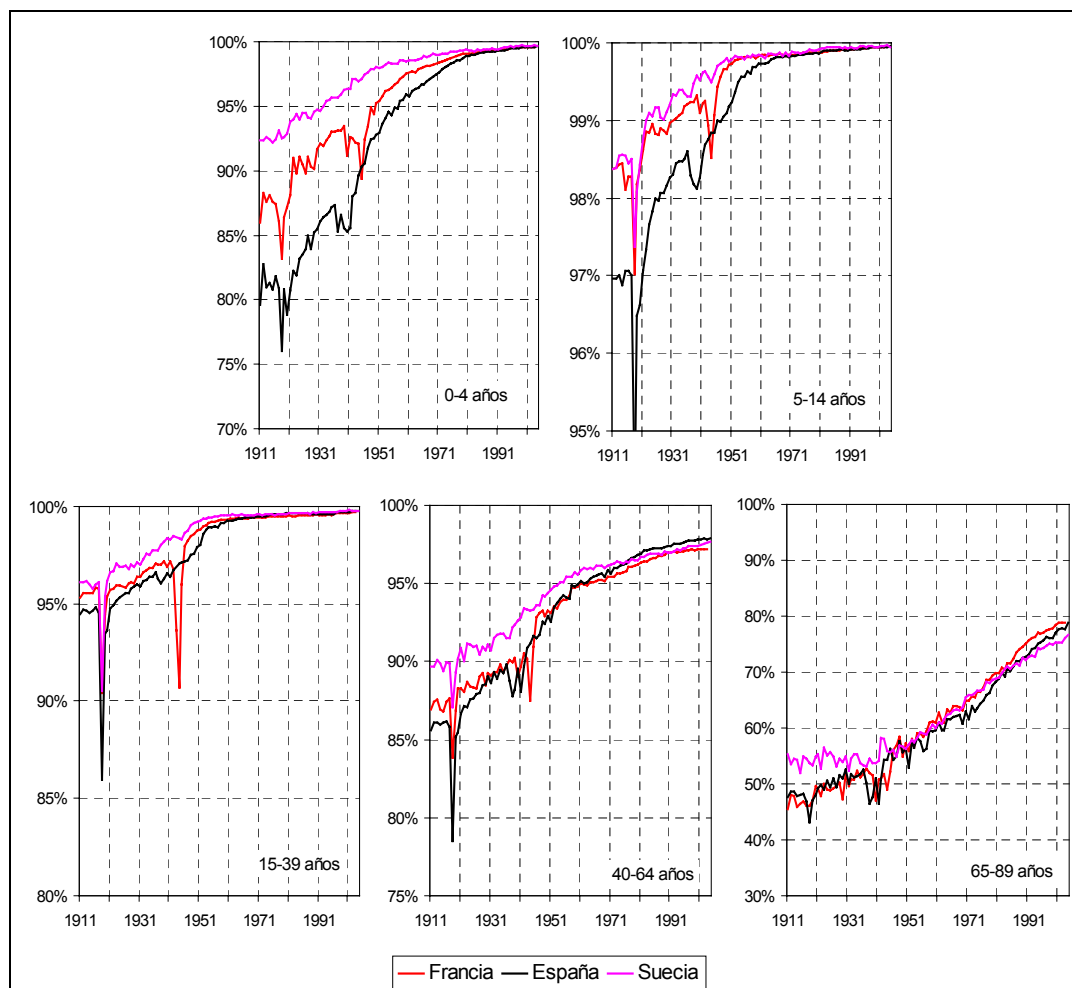
Entre los 5 y los 14 años el potencial de años vividos se sitúa por encima del 97 por ciento durante todo el periodo y en los tres países, exceptuando los años de la Gripe de 1918, cuyos efectos fueron más negativos en España. Si bien eran elevados en los tres países, en España fueron inferiores a los de Francia y Suecia hasta bien entrada la década de los sesenta. Hoy en día, se encuentran muy próximos al óptimo de mortalidad, con una pérdida inferior a la décima de punto entre los 5 y los 14 años. En la población adolescente y adulta-joven el diferencial negativo de España a principios del siglo se debía a una mayor incidencia de las enfermedades infecto-contagiosas, especialmente de la tuberculosis, y a las causas relacionadas con la reproducción. En los años veinte se produjo un primer acercamiento hacia los valores de los otros dos países, aunque la Guerra Civil frenó ese proceso, sobre todo durante los años de la autarquía debido a un repunte de las enfermedades infecciosas. No será hasta finales de los años cincuenta y en la década de los sesenta, con el control de

---

<sup>188</sup> El cociente femenino de mortalidad el primer año de vida en el periodo 1912-1915 oscila entorno al 60 por mil en Suecia, al 100 por mil en Francia y al 140 por mil en España.

la mortalidad por tuberculosis y de los riesgos reproductivos, cuando finalice el proceso de convergencia de las mujeres adultas-jóvenes españolas con las francesas y suecas.

Gráfico 4.3: Evolución del potencial de años vividos en distintas etapas del ciclo vital en España, Francia y Suecia. Mujeres. 1911-2004.



Fuente: para Francia y Suecia elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad anuales de The Human Mortality Database; para España elaboración a partir de tablas propias.

En España los altos riesgos de morir en las primeras etapas del ciclo vital cribaban los efectivos poblacionales antes de alcanzar las edades maduras y avanzadas. Tomando como referencia la edad 40, con la mortalidad de 1911 el 41 por ciento de las mujeres españolas, el 31 por ciento de las francesas y el 24 por ciento de las suecas morirían antes de alcanzar dicha edad. Si bien las mejoras en la supervivencia fueron sustanciales en los tres países durante la primera mitad del siglo XX, todavía persistían importantes diferenciales en esas etapas de la vida. A mediados de siglo con los riesgos de morir de España el 85 por ciento de una cohorte teórica sobreviviría hasta alcanzar la edad 40, mientras que ese porcentaje se situaría en el 92 por ciento en Francia y en el 95 por ciento en Suecia. Pero, ¿cuál era la

supervivencia de las españolas si se sobrevivía a esas edades?, ¿era radicalmente diferente de la de las mujeres de los otros dos países?

A diferencia de la niñez y la pubertad, las desigualdades eran menos acentuadas, incluso en la primera mitad del siglo XX, ya que los potenciales de años vividos por las españolas y por las francesas entre los 40 y los 65 años eran relativamente similares, aunque inferiores a los de las suecas. Además, la trayectoria ascendente del indicador fue más sostenida en España, mientras que en Suecia, y en menor medida en Francia, se asistió a una etapa de estabilización en los años sesenta y principios de los setenta. Esas diferencias propiciaron que desde principios de los años sesenta el potencial de años vividos por las españolas superase al de las francesas y desde mediados de la siguiente década al de las suecas, situándose hoy en día entorno del 97-98 por ciento en los tres países.

La evolución a largo plazo del indicador entre los 65 y los 90 años todavía es más significativa, ya que presenta un gran paralelismo entre los tres países y se caracteriza por la presencia de dos etapas claramente diferenciadas. La primera, hasta mediados del siglo XX, de avances muy modestos<sup>189</sup>, especialmente en las mujeres suecas que partían de una situación más favorable. La segunda, de fuerte crecimiento, del orden de veinte puntos en las últimas cinco décadas, hasta valores en torno del 76-78 por ciento a principios de este siglo. La entrada en esa fase presenta una elevada coincidencia temporal en Suecia y en Francia, mientras que en España se produjo una década más tarde, desde principios de los años setenta. En esa aceleración jugó un papel clave, como veremos posteriormente, el descenso de las causas de muerte del aparato circulatorio, reflejando la importancia de los factores médico-científicos y de organización del sistema sanitario en las últimas décadas, junto con determinados cambios en los hábitos y en los comportamientos individuales. No deja de ser significativa, tal como sucedió en el anterior grupo de edad, la pérdida del tradicional liderazgo de las suecas, superadas desde principios de los ochenta por las francesas y más recientemente por las españolas.

En los párrafos anteriores se ha constatado el gran avance experimentado en la supervivencia de las mujeres españolas durante el último siglo, aunque el paradigma por excelencia de modelo de transición acelerada lo constituyen las japonesas. A mediados del siglo XX, los potenciales de años vividos en la infancia, en la adolescencia y en las edades adultas eran similares en España y en Japón, pero diferían en las edades ancianas, ya que eran más elevados en la población femenina española (Tabla 4.1). No obstante, en las últimas décadas se ha asistido a una inversión en la posición relativa de ambos países

---

<sup>189</sup> En esas edades, los potenciales de años vividos por las españolas en las primeras décadas del siglo XX que se derivan de las tablas de mortalidad elaboradas por HMD para España son alrededor de 4 puntos porcentuales inferiores a los de las francesas, mientras que con las tablas construidas en esta tesis son muy similares. La razón estriba en la fuerte corrección que se ha realizado en los efectivos de población anciana en los censos de las primeras décadas del siglo, mientras que las tablas de HMD se basan en los datos censales, sin corrección de los efectivos poblacionales ni de la declaración de edad, lo que comporta unos riesgos de morir más elevados y una curva de los cocientes de mortalidad por edad simple sujeta a fuertes fluctuaciones.

debido al fuerte incremento en la longevidad de las japonesas. A principios del presente siglo el potencial de años vividos por las japonesas entre los 65 y los 90 años supera en 4 puntos porcentuales al de las españolas y francesas, y en 6 puntos al de las suecas. Esa tendencia se ha fraguado en los últimos años, ya que a principios de la década de los ochenta los niveles eran muy similares en los cuatro países, pero desde entonces se ha incrementado entre un 11 y un 13 por ciento en los tres países europeos y un 21 por ciento en el Japón.

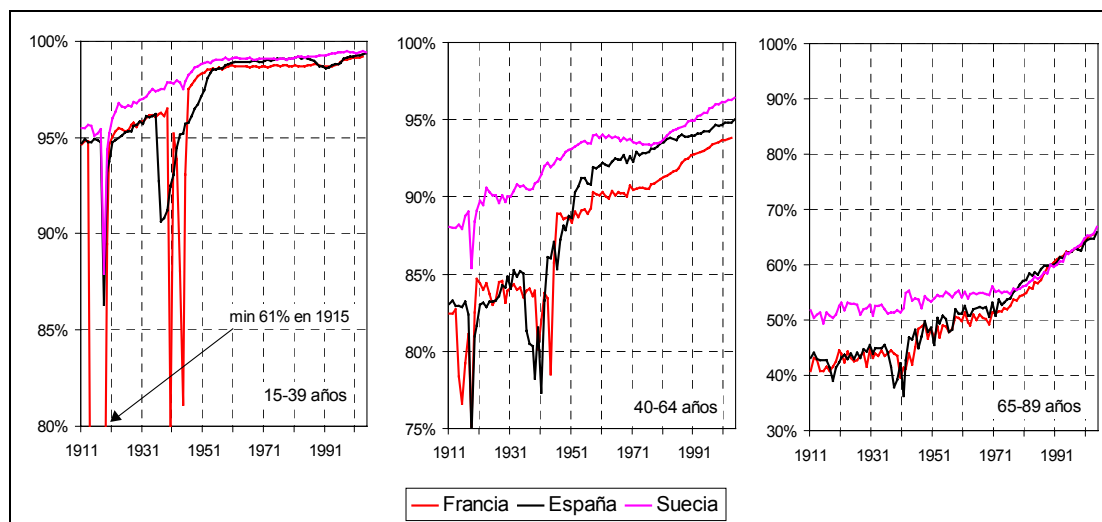
Tabla 4.1: Potenciales de años vividos por las mujeres españolas y japonesas en distintas franjas de edad a mediados del siglo XX y en la actualidad.

		0-4	5-14	15-39	40-64	65-89
1950-51	España	92,9%	99,2%	98,0%	92,7%	54,6%
	Japón	93,5%	99,1%	97,8%	90,2%	51,8%
2003-04	España	99,6%	99,9%	99,8%	97,8%	78,3%
	Japón	99,7%	99,9%	99,8%	98,0%	82,4%

Fuente: para Japón elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad de Human Database Mortality, para España elaboración a partir de las tablas de mortalidad propias.

En los hombres las tendencias han sido similares a las de las mujeres en las primeras etapas del ciclo vital, pero presentan rasgos específicos en el resto de edades (Gráfico 4.4). En las adultas-jóvenes se caracterizan por la estabilidad del indicador en la segunda mitad de la anterior centuria, reflejando un diferencial de riesgos entre hombres y mujeres asociado a comportamientos individuales, en gran medida, asociados a diferencias en los roles de género. En España se constata también el fuerte impacto del incremento de los riesgos de morir en los adultos-jóvenes a finales de los años ochenta y principios de los noventa, que contrasta con la tendencia más plana de evolución del indicador en los otros dos países. En las edades adultas-maduras el rasgo distintivo es la presencia de una clara meseta en las curvas de los potenciales de años vividos en las décadas de los sesenta y setenta, que en el caso de Suecia se manifiesta en una caída de sus niveles hasta finales de los años sesenta, y en Francia en una etapa de estabilidad. En las edades avanzadas se observa, como en las mujeres, un esquema en dos fases, aunque con unos niveles inferiores y una trayectoria desplazada temporalmente, alrededor de 20 años, ya que el acceso de los hombres a la última fase de la transición epidemiológica ha sido más reciente y ha revestido menor intensidad que en las mujeres. Esto se traduce en un potencial de años vividos por los hombres entre los 65 y los 89 años alrededor de 12 puntos porcentuales por debajo del de las mujeres en los tres países, siendo su valor hoy en día equiparable al que ya habían alcanzado las mujeres de esos países en el primer quinquenio de los años setenta.

Gráfico 4.4: Evolución del potencial de años vividos en distintas etapas del ciclo vital en España, Francia y Suecia. Hombres. 1911-2004.



Fuente: para Francia y Suecia elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad anuales de The Human Mortality Database; para España elaboración a partir de tablas propias.

#### 4.2.2 España en el contexto occidental a inicios del siglo XXI

En el bienio 2000-2001, la esperanza de vida de los hombres de la UE-15 era de 75,6 años con un diferencial entre países ligeramente por encima de los cuatro años, del mínimo de Portugal con 73,4 años al máximo de Suecia con 77,5 años<sup>190</sup>. Solamente los suecos y los italianos gozaban de más expectativas de vida que los españoles, pero si ampliamos el espectro al resto de países occidentales, la situación también era más favorable en Australia, Canadá, Islandia, Japón, Noruega y Suiza. En las mujeres de la UE-15 era de 81,6 años, con un abanico que oscilaba de los 79,3 años de las danesas a los 82,8 años de las francesas. Las españolas junto con las canadienses, italianas, francesas y suizas disfrutaban de la mayor esperanza de vida, sólo superadas por las mujeres japonesas con cerca de un año y medio más<sup>191</sup>.

La convergencia en la esperanza de vida entre los países occidentales esconde, no obstante, la persistencia de importantes desigualdades en sus estructuras de mortalidad por

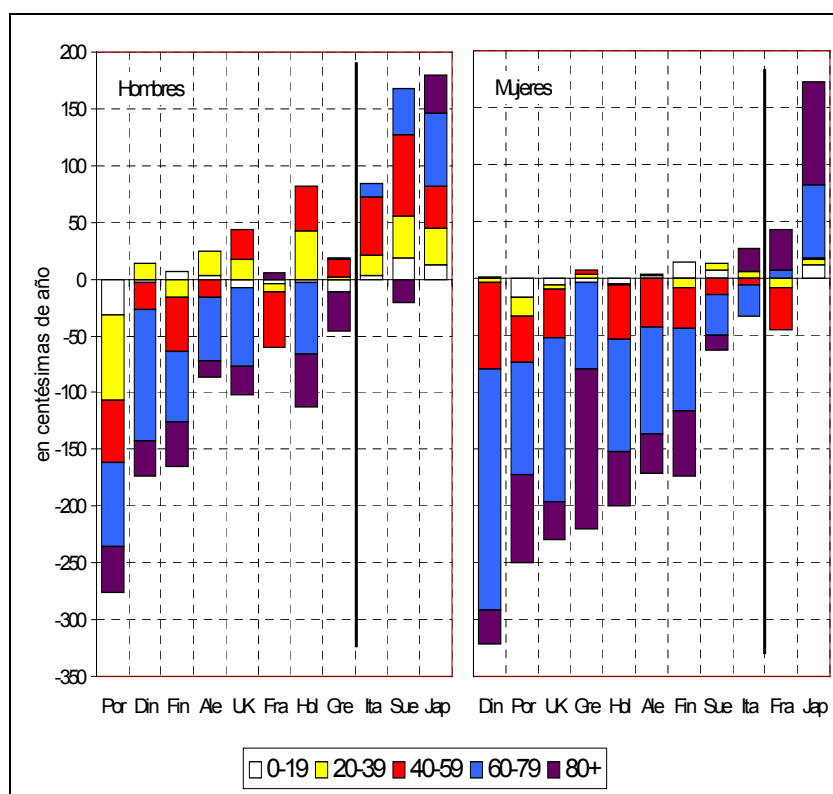
<sup>190</sup> Véase en el anexo A.5 una tabla resumen con las esperanzas de vida al nacer de los países occidentales y de una serie de países de la Europa del Este para el período 1980-2001.

<sup>191</sup> Los datos más recientes publicados por EUROSTAT, referidos al año 2005, sitúan a las españolas a la cabeza del ranking de los países de la Unión Europea con una esperanza de vida de 83,9 años, seguidas por las francesas con 83,8 años.



edad. Para constatar dichas diferencias se ha procedido a cuantificar los diferenciales de vida media al nacer entre España y una serie de países occidentales en función de las diferencias en las tasas de mortalidad por edad utilizando la metodología de J. Pollard (Gráfico 4.5)<sup>192</sup>.

Gráfico 4.5: Papel de las edades en la diferencia de esperanza de vida entre España y una serie de países occidentales. 2000-2001.



Nota: las tablas de mortalidad de los países occidentales se han elaborado con los datos de defunciones y de poblaciones de WHOSIS. Los resultados se han ajustado a posteriori en función de las esperanzas de vida al nacer calculadas por EUROSTAT para el mismo bienio. Valores positivos indican que las tasas de mortalidad añaden años de vida a los residentes en esos países en relación con los españoles, mientras que valores negativos señalan que la situación es más favorable en España. La línea vertical delimita la posición de España en relación con el resto de países en términos del valor agregado de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

Los resultados muestran en los hombres un panorama complejo con posiciones invertidas de los distintos países en función de la etapa del ciclo vital que se considere. Así, las menores tasas de mortalidad en las edades maduras y ancianas de los hombres españoles contribuían de forma positiva en más de un año a la diferencia de vida media respecto de los hombres de Dinamarca, Finlandia, Países Bajos, Portugal y Reino Unido. Sólo en Japón, y

<sup>192</sup> Véase el apartado 3.3 del capítulo metodológico.

en menor medida en Suecia, se daba la situación inversa, es decir una menor mortalidad en esas edades, lo que añadía años de vida a sus ciudadanos respecto de los españoles. Por el contrario, la posición de España en las edades adultas, entre los 20 y los 59 años, era menos satisfactoria, ya que los menores riesgos de morir de los suecos les aportaban un año más de vida en relación con los españoles, y los de los italianos y holandeses 8 décimas más, siendo también favorables en los ingleses, alemanes y daneses. Esos datos indican que, además de profundizar en las mejoras de supervivencia en las edades avanzadas, las políticas socio-sanitarias deben focalizar su atención hacia el control y la reducción de aquellos factores de riesgo que se encuentran en la base de causas de muerte prematuras que se consideran social y/o sanitariamente evitables, cuya incidencia es mayor en España, y especialmente entre el colectivo de los adultos más jóvenes.

En las mujeres los diferenciales de vida media al nacer responden básicamente a desigualdades de mortalidad en las edades maduras y en las avanzadas, mientras que el papel del resto de etapas del ciclo vital, especialmente de la adultez, es poco relevante. Esos diferenciales reflejan el diferente estatus que tradicionalmente han desempeñado las mujeres en la vida social y económica de esos países, y las diferencias en los comportamientos y en los estilos de vida de sus generaciones. Esa dimensión generacional explica, por ejemplo, la mayor mortalidad por causas relacionadas con el consumo de tabaco en los países del Norte de Europa. Así, en el año 1998, España tenía, junto con Portugal, las tasas de mortalidad por cáncer de pulmón más bajas entre los estados miembros de la UE-15, ya que por cada mujer que moría en España por dicha causa en Dinamarca lo hacían 6,6 mujeres, en el Reino Unido 4,4 y en Suecia 3<sup>193</sup>. Se trata de aquellos países en los que el hábito del tabaquismo se extendió con anterioridad en la población femenina, y en un entorno inicial de menor rechazo social, reflejándose sus efectos nocivos en la evolución de las expectativas de vida de sus ciudadanas en las últimas décadas<sup>194</sup>. La mayor supervivencia de las españolas a partir de los 60 años contribuía en 2,4 años al diferencial de vida media con las danesas, en 1,8 años con el de las británicas, en 1,5 años con el de las holandesas y en medio año con el de las suecas. Entre los países de la UE-15 sólo en Francia y en Italia las tasas a partir de los 80 años eran más bajas que las españolas, destacando la muy favorable situación del Japón. El interrogante que se plantea de cara al futuro es si se producirá un estancamiento, incluso un retroceso, en la privilegiada posición de las mujeres españolas y de otros países del Sur de Europa conforme vayan accediendo a la madurez generaciones que durante sus años de adultez adoptaron estilos y comportamientos de riesgo. En los últimos años, como veremos posteriormente, empiezan a vislumbrarse en nuestro país algunos signos negativos, al constatarse el inicio de una senda ascendente en algunas causas de muerte con un fuerte componente generacional, como los tumores malignos broncopulmonares. No obstante, el

---

<sup>193</sup> Instituto de Salud Carlos III (2005: *La situación del cáncer en España*).

<sup>194</sup> El caso paradigmático lo representan Dinamarca y Holanda. Entre 1981 y 2001 la vida media de las danesas sólo ha aumentado en 2,1 años y la de las holandesas en 1,6 años; mientras que en España, partiendo de unos niveles iniciales más elevados, el incremento ha sido de 4,4 años durante ese periodo.

acceso más tardío al tabaquismo de las españolas, unido a una mayor sensibilización social sobre sus efectos y las campañas de prevención y control, pueden circunscribir su impacto a un menor número de cohortes, al tiempo que éstas se beneficiarán en mayor medida de lo que lo hicieron sus antecesoras de los países nórdicos y centroeuropeos de los avances tanto en el diagnóstico precoz como en el tratamiento de las enfermedades oncológicas.

Finalmente, las desigualdades vida entre los hombres y las mujeres también presentan diferencias significativas entre los países occidentales. A principios de este siglo oscilan entre los máximos de Francia, por encima de los 7 años, y de España, Finlandia y Portugal, próximos a ese valor<sup>195</sup>, y los mínimos de Dinamarca, Grecia, Países Bajos, Islandia, Reino Unido y Suecia, entre los 4,5 y los 5 años. En los países donde los diferenciales de vida media son menores, éstos responden a realidades muy contrastadas: en Dinamarca y en los Países Bajos a la evolución menos favorable de la mortalidad femenina; en Islandia y en Suecia a un entorno claramente positivo en ambos sexos.

#### 4.3 La duración de la vida: una visión complementaria

El análisis de la mortalidad, además de la evolución de los indicadores agregados, como la esperanza de vida al nacer, se complementa con la representación gráfica y la descripción de las curvas de las probabilidades de morir y de otras funciones de las tablas de mortalidad. Esa aproximación, de corte más clásico, puede sustituirse por un conjunto de métodos que sintetizan en una serie de indicadores el nivel y la forma de esas funciones<sup>196</sup>. Esos métodos se formularon con el fin de responder a una serie de cuestiones que se consideran claves de cara al futuro. Entre ellas, ¿se asiste o no a una rectangularización de la curva de supervivencia?, ¿se concentran las duraciones de la vida alrededor de unas determinadas

---

<sup>195</sup> Las situaciones más extremas se dan en los antiguos países de la Europa del Este, destacando a principios de este siglo los 13 años de la Federación Rusa o los 11 años de las Repúblicas Bálticas.

<sup>196</sup> Un artículo pionero en España es el de F. Muñoz Pradas cuyos cálculos se basan en las tablas de mortalidad del INE del siglo XX (2003: *Rectangularización y evolución de la mortalidad en la población española del siglo XX*). Los resultados obtenidos en esta tesis concuerdan en sus grandes líneas con los de ese artículo, aunque como señala el propio autor las tablas de mortalidad elaboradas por el INE para las primeras décadas del siglo XX siguen pendientes de una revisión general de la información de base. En esta tesis se han calculado los mismos indicadores pero utilizando tablas de mortalidad sobre las que ha operado una fuerte corrección de los efectivos de niños y ancianos, lo que acarrea una mayor rectangularización y supervivencia en la primera mitad del siglo. Además, como se comentará posteriormente, en las tablas de mortalidad más recientes el INE realiza una serie de ajustes sobre los cocientes de mortalidad en las edades más avanzadas que provocan una evolución temporal poco coherente de los riesgos de morir a partir de los noventa años. Por ese motivo, el uso de las tablas de mortalidad del INE para el periodo más reciente introduce un sesgo en los indicadores de duración de la vida difícil de cuantificar.

edades? Ambas preguntas son similares, aunque su formulación sea distinta, como también lo son los enfoques para responderlas. Por un lado, los métodos que se basan en el análisis del área y de los puntos de inflexión de la curva de supervivencia para cuantificar su grado de rectangularización<sup>197</sup>. Por otro lado, los métodos que utilizan estadísticos descriptivos para medir la tendencia y la dispersión de las defunciones de la tabla de mortalidad<sup>198</sup>. Esos indicadores también son apropiados desde una perspectiva histórica para analizar los cambios en la supervivencia de las poblaciones durante el tránsito de un régimen de alta a uno de baja mortalidad. Además, ofrecen una visión complementaria a la de la esperanza de vida al nacer, incluso más sugestiva, ya que ilustran sobre la longevidad de la población, es decir sobre el aspecto clave de las tendencias más recientes y de las futuras.

A partir de una revisión de la literatura sobre dichos métodos<sup>199</sup> se ha considerado que para los objetivos de esta tesis los indicadores más adecuados eran los propuestos por V. Kannisto. Antes de abordar los resultados hay que realizar dos consideraciones previas. En primer lugar, estos métodos precisan de tablas de mortalidad completas hasta edades muy avanzadas. Ciertas limitaciones en las fuentes y en la calidad de los datos, unido al escaso número de eventos en esas edades, provocan fluctuaciones aleatorias en los riesgos de morir, dificultando su interpretación en términos de tendencia. Por este motivo, se ha realizado un ajuste sobre los cocientes de mortalidad con el fin de detectar la fuerza de mortalidad subyacente. Dicho ajuste se ha basado en la parametrización de los riesgos de morir por edad simple de las tablas de mortalidad de los años acabados en 1 mediante la función 3 de Heligman-Pollard. Como se ha mencionado en el apartado metodológico, esa función suaviza los cocientes y prolonga la fuerza de mortalidad a edades muy avanzadas, aunque presenta las limitaciones inherentes a todo ajuste matemático, que se ven agravadas si los riesgos de morir a partir de los 50 años no siguen una función logística<sup>200</sup>. En segundo lugar, los indicadores hacen referencia a tablas de mortalidad del momento y, por tanto, no reflejan las variaciones reales en la longevidad, que deberían abordarse desde una óptica longitudinal.

La idea del método es, en gran medida, deudora de las formulaciones de W. Lexis de finales del siglo XIX: a saber, que las defunciones de una tabla de mortalidad representan las duraciones de la vida de los individuos. Su perfil es el de una curva descendente en las

---

<sup>197</sup> J. Wilmoth y S. Horiuchi (1999: *Rectangularization revisited: variability of age at death within human populations*)

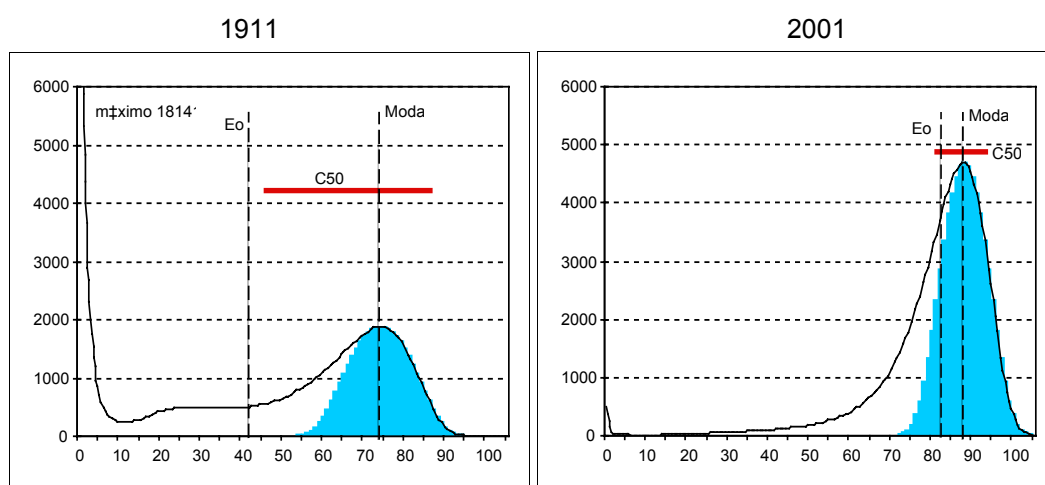
<sup>198</sup> V. Kannisto (2001: *Mode et dispersion de la durée de vie*)

<sup>199</sup> Para una revisión de los diferentes indicadores véase J. M. Robine (2001: *op. cit.*)

<sup>200</sup> Los indicadores de España no se han comparado con los de los otros países occidentales por dos motivos. En primer lugar, las probabilidades de morir de las tablas de mortalidad de Human Database Mortality (HMD) antes de las edades más avanzadas no están suavizadas. Esto provoca que la edad modal, que es la que determina el resto de los indicadores de dispersión, puede variar de un año a otro por fluctuaciones aleatorias en los cocientes, lo que dificulta su interpretación tanto en términos de evolución como de comparación. En segundo lugar, el ajuste que se realiza en los cocientes de mortalidad en las edades más avanzadas en las tablas de HMD no es idéntico al utilizado en esta investigación.

primeras edades, de nivel y pendiente variable en función de los riesgos de morir en los primeros años de vida, y una distribución de tipo normal alrededor de una moda en las edades avanzadas, con una zona intermedia de muertes que teóricamente se deberían a causas y factores de tipo externo. En las edades previas a la edad modal, las defunciones de la tabla de mortalidad superan a las de su distribución teórica, representando el área entre ambas curvas aquellas defunciones que podrían considerarse como prematuras bajo un determinado régimen de mortalidad. Para facilitar su comprensión se ha graficado la serie de defunciones de las tablas ajustadas de mortalidad femenina de España de los años 1911 y 2001, representando algunos de esos indicadores (Gráfico 4.6).

Gráfico 4.6: Indicadores de duración de la vida de las tablas femeninas españolas.



Nota: la línea continua son las defunciones de la tabla de mortalidad y el área azul su distribución normal en torno de la edad modal a la defunción en edades avanzadas, lo que equivale al porcentaje de individuos que disfrutan de una teórica "vida completa" en función de un determinado régimen de mortalidad. El parámetro  $C_{50}$  cuantifica el mínimo intervalo de edades que engloba el 50 por ciento de las defunciones alrededor de la edad modal. Defunciones de las tablas femeninas ajustadas mediante la función 3 de Heligman-Pollard.

Fuente: elaboración propia.

#### 4.3.1 Longevidad y rectangularización de la curva de supervivencia

El descenso de la mortalidad ha permitido una progresiva aproximación de la vida media de la población hacia el límite de la vida humana, ya que una proporción cada vez mayor de los efectivos de la cohorte sobrevive a edades avanzadas, al tiempo que el grueso de las defunciones se produce en un intervalo de edades más tardío y más concentrado. El resultado ha sido una progresiva rectangularización de la curva de supervivencia, que se mantendrá en el futuro a menos que se produzca también un desplazamiento significativo en los límites de la vida humana.

Un primer conjunto de indicadores tiene como objetivo cuantificar las variaciones de longevidad, entendida ésta no como la experiencia de un individuo concreto sino como la del conjunto de una población. A pesar de su sencillez, las variaciones en la edad modal a la defunción de la tabla de mortalidad, excluyendo en su caso la moda del primer año de vida, ofrecen una mejor visión de la trayectoria de la longevidad de una población, ya que, como afirma M. Livi-Bacci, “si el objetivo es determinar variaciones de longevidad, el indicador más exacto y completo (la esperanza de vida al nacer) es el menos adecuado” (1993; *op. cit.*; p. 158) al ser muy dependiente del nivel de riesgos en la infancia y en la adolescencia. Esa edad, en fracción de años, se ha calculado mediante:

$$Mo = edad\ modal_x + \frac{d_x - d_{x-1}}{(d_x - d_{x-1}) + (d_x - d_{x+1})}$$

La edad modal mide cuál es la duración más común o corriente de la vida, una vez superada la criba de los riesgos de morir en los primeros años de vida. En otras palabras, cuál era la edad, o la franja de edades, que alcanzaban la mayor parte de los individuos que sobrevivían a su infancia. La comparación entre las tablas de mortalidad de 1911 y de 2001 muestra un aumento considerable de la edad modal, al pasar de 71,9 a 83,9 años en los hombres y de 74,3 a 89,2 años en las mujeres (Tabla 4.2). Esos aumentos, si bien inferiores a los de la esperanza de vida al nacer, son muy relevantes por tres razones:

Tabla 4.2: Indicadores de duración de la vida de las tablas de mortalidad españolas.

	e <sub>0</sub>	moda	d(M <sub>0</sub> )	e(M <sub>0</sub> )	S(M <sub>0+</sub> )	LFL	C <sub>50</sub>
<b>Hombres</b>							
1911	40,9	71,9	1.651	7,2	9,1	44%	41,8
1921	42,4	71,8	1.700	7,3	9,3	46%	38,9
1931	49,0	72,9	2.044	6,9	8,7	52%	29,7
1941	44,6	67,1	1.852	8,1	9,9	50%	32,4
1951	59,4	74,8	2.785	6,3	8,0	64%	20,4
1961	67,2	77,6	3.238	6,1	7,7	70%	17,1
1971	68,9	78,6	3.344	6,0	7,6	71%	16,8
1981	72,5	80,3	3.454	6,1	7,5	71%	15,9
1991	73,5	81,6	3.427	5,8	7,4	71%	16,1
2001	76,2	83,9	3.574	5,3	6,9	71%	15,5
<b>Mujeres</b>							
1911	43,5	74,3	1.686	7,6	9,4	43%	41,3
1921	45,4	75,5	1.778	7,2	9,0	45%	37,8
1931	52,8	76,5	2.193	6,8	8,5	53%	27,3
1941	52,8	75,6	2.383	6,2	7,8	53%	25,2
1951	64,3	79,3	3.068	5,9	7,3	61%	18,4
1961	72,1	82,2	3.650	5,4	6,6	65%	15,2
1971	74,6	83,5	3.978	4,9	6,2	68%	13,9
1981	78,7	85,5	4.339	4,5	5,7	69%	12,7
1991	80,6	87,2	4.454	4,6	5,7	67%	12,4
2001	83,1	89,2	4.718	4,4	5,4	67%	11,7

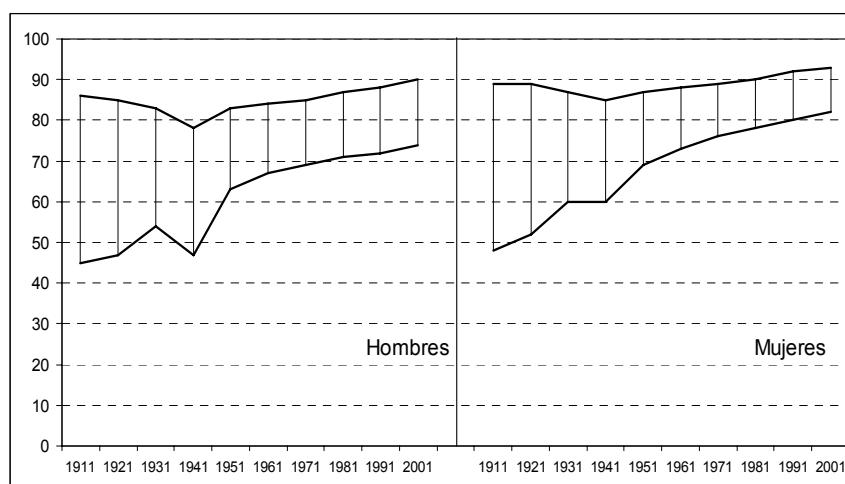
Nota: d(M<sub>0</sub>) defunciones en la edad modal; e(M<sub>0</sub>) y S(M<sub>0+</sub>) esperanza de vida y desviación típica de las defunciones a partir de la edad modal; LFL (“length of full life”) porcentaje de vidas completas; C<sub>50</sub> mínimo intervalo de edades que comprende el 50 por ciento de las defunciones de la tabla de mortalidad acaecidas en torno de la edad modal a la defunción en las edades avanzadas.

Fuente: elaboración propia.

- 1) Equivalen a un desplazamiento de la “duración más común de la vida” de 12 años en los hombres y de casi 15 años en las mujeres en nueve décadas.
- 2) Ese desplazamiento se mantiene en las últimas décadas, sin apreciarse signos de ralentización. Si exceptuamos la década de los cincuenta, y la de los años cuarenta sesgada por el impacto de la Guerra Civil, las variaciones más importantes en la edad modal a la defunción han acaecido en las últimas tres décadas. En ese periodo la edad modal se ha incrementado en términos medios anuales en 0,18 años en los hombres y en 0,19 años en las mujeres, y si nos ceñimos exclusivamente al último decenio del siglo XX el aumento ha sido de 0,23 y 0,20 años, respectivamente.
- 3) El número de individuos que sobreviven a la edad modal es cada vez mayor, a pesar de localizarse ésta en etapas cada vez más avanzadas de la vida. Con los riesgos de morir del año 1911 sólo el 22 por ciento de los efectivos femeninos alcanzarían con vida los 74,3 años, o sea la edad modal, mientras que con los riesgos de principios de los años cincuenta el porcentaje aumentaría hasta el 31,1 por ciento con una edad modal desplazada cinco años. Con la mortalidad de principios de este siglo el 34,5 por ciento de las mujeres llegaría con vida a una edad modal situada ya por encima de los 89 años. En los hombres el incremento de la edad modal y el número de supervivientes que la alcanza es menor que en las mujeres por los mayores riesgos de morir en la adultez y en la madurez. Así, a principios de este siglo, la edad modal en las tablas masculinas era 5,3 años menor que la de las mujeres, y el número de individuos que la alcanzaba un 25 por ciento inferior.

Paralelamente, se ha asistido a una concentración de las vidas de los individuos, siendo un primer indicador el número de defunciones en la edad modal. En 1911 en esa edad se producían en ambos sexos algo menos de 1.700 defunciones sobre un contingente inicial de 100.000 efectivos, mientras que en 1961 la cifra había aumentado a 3.238 defunciones en los hombres y a 3.650 en las mujeres. En los últimos periodos, la cifra se ha estabilizado en las tablas masculinas, alrededor de las 3.500 defunciones, mientras que ha persistido la tendencia a una mayor concentración en las femeninas. Otros indicadores, como el parámetro  $C_{50}$ , que cuantifica el mínimo intervalo de edades que comprende el 50 por ciento de las defunciones en torno de la edad modal, reflejan mejor el proceso de concentración, al ser sus valores más robustos (Gráfico 4.7). En 1911 ese parámetro incluía cerca de 42 edades en ambos sexos, en los hombres de la edad 45 a la 86 y en las mujeres de la 48 a la 89. A lo largo del siglo se ha ido reduciendo su rango, en un primer momento al aumentar su límite inferior como consecuencia del descenso de la mortalidad en la niñez y en la adolescencia, mientras que en los periodos más recientes se ha desplazado también su límite superior por los avances en la supervivencia de la población anciana. En la tabla de mortalidad del año 2001, en tan sólo 16 edades, de la 74 a la 90, se englobaban el 50 por ciento de las defunciones de la tabla masculina, mientras que se ceñía a un intervalo aún más reducido, de 12 edades, de la 82 a la 93, en la femenina. Más aún, en la tabla de las mujeres en poco más de 2 edades, entre la 88 y la 90, se concentraban el 10 por ciento de las defunciones, mientras que en la de los hombres abarcaba 3 edades, de la 81 a la 84.

Gráfico 4.7: Evolución del parámetro  $C_{50}$  de las tablas de mortalidad españolas.



Fuente: elaboración propia.

Ese proceso de concentración ha permitido que un mayor número de individuos se beneficie de los avances en la longevidad, tal como se observa en la evolución del porcentaje de “vidas completas”. Noventa años atrás, cuando uno de cada cuatro nacidos no celebraba su décimo aniversario, su valor era tan sólo del 44 por ciento en ambos sexos, mientras que a principios de los años setenta alcanzaba el 71 por ciento en los hombres y el 68 por ciento en las mujeres. En las últimas décadas, en un contexto de fuerte aumento en la edad modal, el porcentaje de efectivos que gozarían de una “vida completa” se ha estabilizado en torno del 70 por ciento en los hombres y se ha reducido ligeramente en las mujeres, hasta situarse actualmente alrededor del 67 por ciento<sup>201</sup>. Esa estabilidad del indicador de “vidas completas” mostraría que el desplazamiento de la edad a la defunción no se ha visto acompañado por una “normalización” en la distribución de las defunciones en torno de la edad modal, indicando la existencia de un margen de actuación en las edades previas, incidiendo en aquellas causas de muerte que se podrían considerar prematuras o evitables bajo un determinado régimen de mortalidad, como las ligadas a estilos de vida en los jóvenes, y a la detección precoz de determinados cánceres y enfermedades degenerativas en las edades maduras<sup>202</sup>.

---

<sup>201</sup> Esos valores son similares a los de otros países de nuestro entorno, aunque el rango de variación es elevado, ya que depende de la edad en que se ubica la moda y de la forma en que se distribuyen las defunciones alrededor de esa edad (V. Kannisto: 2001: *op. cit.*)

<sup>202</sup> F. Muñoz considera que el descenso de la mortalidad durante las primeras décadas del siglo XX permitió “ocupar” nuevos espacios de supervivencia gracias a la reducción de la mortalidad en la infancia y en la adolescencia, mientras que en la actualidad el objetivo que debería orientar las políticas de salud sería “optimizar” dichos espacios, para “conquistar” en el futuro nuevas fronteras en la longevidad (F. Muñoz Pradas: 2003: *op. cit.*)



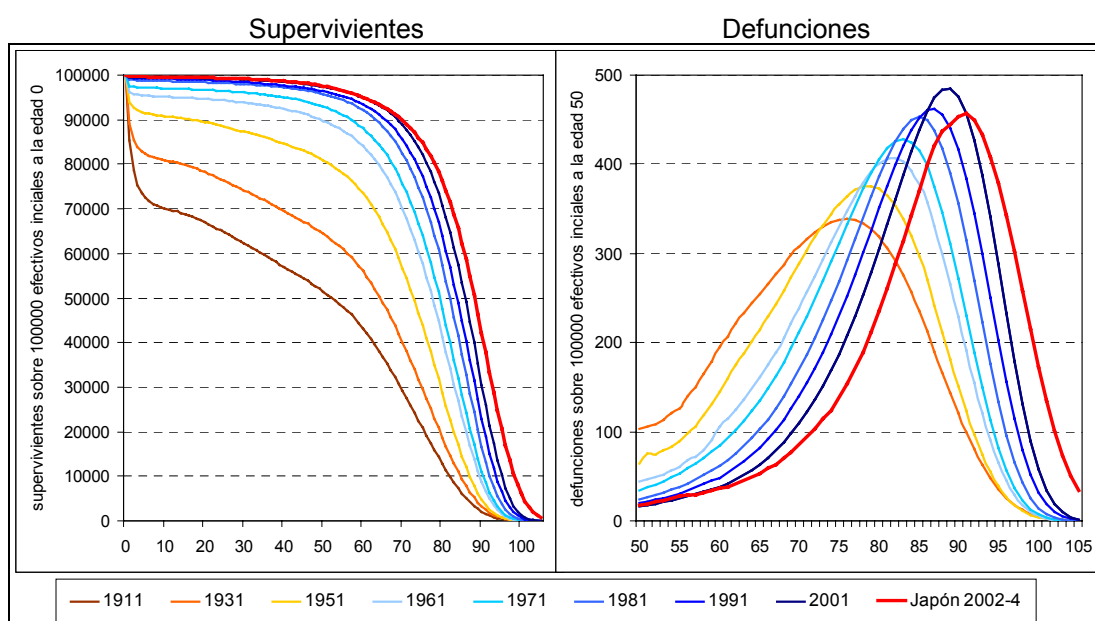
Los indicadores anteriores confirman un desplazamiento hacia la derecha de la curva de supervivencia y una mayor concentración de las defunciones. Pero, ¿qué ha sucedido a partir de la edad modal? A largo plazo, un desplazamiento de la edad modal conlleva que las expectativas de vida a partir de esa edad sean menores, aunque el descenso observado en las últimas décadas debe interpretarse teniendo en cuenta que se ha producido en un contexto de incremento de la edad modal. Entre 1961 y 2001 la edad modal a la defunción ha aumentado 6,3 años en los hombres y 7 años en las mujeres, mientras que la esperanza de vida a partir de esa edad se ha reducido en 0,8 y 1,1 años, respectivamente. Junto a ese ligero descenso se ha producido una menor dispersión de las defunciones, del orden del 7 por ciento en ambos sexos en las últimas dos décadas, acentuándose la rectangularización de la curva de supervivencia. Esas tendencias pueden interpretarse como el signo de la presencia de un cierto “muro” que constriñe cada vez más las posibilidades de avances en las edades avanzadas, oponiendo una resistencia cada vez mayor a nuevos progresos aunque sin bloquearlos.

Esa combinación de desplazamiento y rectangularización se aprecia de forma muy visual en la representación gráfica de las funciones de supervivencia y de defunciones de las tablas de mortalidad. El análisis se circunscribe a las mujeres por sus menores riesgos de morir en las edades adultas, lo que permite que un mayor porcentaje sobreviva a edades avanzadas, y por su mayor longevidad. La gráfica de las defunciones no se corresponde con la serie de las tablas de mortalidad ajustadas, sino con una serie teórica a partir de la edad 50 que muestra cuál sería su distribución partiendo de un contingente de 100.000 efectivos a esa edad, lo que permite soslayar el impacto de la mortalidad en los primeros años de vida, centrándose exclusivamente en la madurez y la ancianidad (Gráfico 4.8).

En la función de supervivencia destaca la aproximación a su límite superior, sobre todo durante la primera mitad del siglo, conforme iban reduciéndose los riesgos de morir en los primeros años de vida: es decir, la curva fue volviéndose cada vez más convexa. Si tomamos como referencia el porcentaje de efectivos que sobrevivían a la edad 60, su valor fue del 43 por ciento en 1911, del 56 por ciento en 1931, del 84 por ciento en 1961, situándose por encima del 95 por ciento en la actualidad. En paralelo, se produjo un desplazamiento de la curva a edades más avanzadas, ya que con la mortalidad de 1911 la mitad de los efectivos sobreviviría hasta los 52 años, con la de 1931 hasta los 64, con la de 1961 hasta los 77 años, y con la fuerza de mortalidad de 2001 una de cada dos mujeres alcanzaría con vida los 85 años. Un aspecto a remarcar es que en las tablas más recientes se constata que las mejoras de supervivencia han sido más significativas en las edades ancianas que en las muy ancianas. Entre 1981 y 2001 la edad a la que sobreviven el 30 por ciento de las mujeres ha aumentado en 3,5 años, al pasar de 86,6 a 91,1 años, mientras que la edad que alcanza el 10 por ciento final de la cohorte se ha incrementado en 3 años, de la edad 92,1 a la 95,1. No obstante, esa tendencia puede frenarse, incluso modificarse, si se lograsen avances sustanciales en la longevidad de las más ancianas, como los acaecidos recientemente en la

población femenina del Japón. Las mujeres japonesas en el año 2000, con una edad modal a la defunción de 90,6 años, gozaban de unas expectativas de vida de 4,7 años a partir de esa edad, es decir un valor superior al de las mujeres españolas con una edad modal a la defunción 1,4 años más avanzada<sup>203</sup>.

Gráfico 4.8: Supervivientes y defunciones de las tablas de mortalidad femeninas españolas del siglo XX y del Japón 2002-2004.



Nota: los datos del Japón corresponden a una tabla de mortalidad propia elaborada a partir de la media de los cocientes de las tablas del trienio 2002-2004 de Human Mortality Database. Este proceder suaviza las oscilaciones que presentan los cocientes en las edades avanzadas en las tablas de dimensión estrictamente anual.

Fuente: elaboración propia.

La distribución de las defunciones a partir de los 50 años también muestra un proceso de concentración en un rango más reducido de edades y con una menor dispersión en torno de la edad modal. Nuevamente, los datos del Japón revelan que ese proceso no es irreversible, ya que en la tabla japonesa la desviación típica de las defunciones a partir de la edad modal es más alta que en España, a pesar de situarse la moda en edades más avanzadas.

<sup>203</sup> Valores calculados a partir de los datos de la última tabla de mortalidad elaborada por la oficina estadística nacional del Japón (disponible en [www.stat.go.jp](http://www.stat.go.jp))

#### 4.3.2 Tendencias recientes de la mortalidad en edades muy avanzadas

El análisis de los riesgos de morir al final de la vida constituye en la actualidad uno de los principales focos de interés en los estudios de mortalidad, pues de su evolución dependerá el desplazamiento o no de la función de supervivencia y, por tanto, el logro de nuevas ganancias de años de vida. La respuesta a la cuestión sobre dónde pueden situarse los límites en las expectativas de vida de una población no deja de resultar compleja dada la incertidumbre sobre los límites de la propia vida humana, sobre los determinantes de la supervivencia en las edades muy avanzadas, y sobre la capacidad del progreso científico para incidir en los mecanismos del envejecimiento del organismo humano. El objetivo que planteamos es más limitado y se ciñe a constatar si se están o no produciendo en España avances en la supervivencia de la población más anciana. Al situarse la edad modal a la defunción en las tablas de mortalidad femeninas próxima a los 90 años, el estudio debe centrarse, como mínimo, en el segmento de la población nonagenaria.

Las conclusiones que se desprenden de los estudios de ámbito internacional están en gran medida condicionadas por el instrumento de medición y, fundamentalmente, por los métodos de construcción de las tablas de mortalidad en relación con las asunciones y los ajustes en las probabilidades de morir en las edades más avanzadas. Un ejemplo es la fuerte discordancia que se observa tanto en el nivel como en la tendencia de los cocientes de mortalidad a partir de los 90 años entre las tablas de mortalidad femenina de España del INE y de Human Mortality Database (HMD), más llamativa si consideramos que las defunciones y los efectivos poblacionales que han servido de base para su cálculo han sido los mismos. En el bienio 1998-99, el riesgo de morir de las españolas a los 95 años era del 255 por mil según HMD y del 330 por mil según el INE, es decir, un 27 por ciento más alto en las últimas tablas publicadas por el organismo estadístico nacional. Además, dichas diferencias se acentúan con la edad, llegando a alcanzarse valores del 57 por ciento a la edad 99, con un riesgo de morir del 350 por mil en la tabla de mortalidad de HMD y del 551 por mil en la del INE.

Ante tal disparidad, y con el objetivo de testar el nivel de los cocientes en esas edades, se ha estimado su valor mediante el método de las “generaciones extinguidas”, que se basa en la reconstrucción de los efectivos por cohorte a partir del acumulado de sus defunciones por generación bajo un supuesto de población cerrada<sup>204</sup>. Para España y para edades superiores a los 90 años puede asumirse plenamente la hipótesis de ausencia de migraciones. La óptica del método es generacional y requiere que todos los miembros de la cohorte se encuentren fuera de observación: es decir, que se haya extinguido la generación. Si bien algunos individuos sobreviven hasta edades muy avanzadas, se ha establecido como límite de edad

---

<sup>204</sup> Véase P. Vicent (1951: *La mortalité des vieillards*). Una aplicación práctica para testar los cocientes de mortalidad en edades muy avanzadas en F. Meslé y J. Vallin (2002: *Improving the Accuracy of Life Tables for the Oldest Old: The Case of France*)

los 104 años<sup>205</sup>. A diferencia del cálculo clásico de los cocientes de mortalidad, en ese método se usa exclusivamente información de las estadísticas vitales clasificadas por edad y año de nacimiento. Los datos se han tabulado a partir de los ficheros de microdatos del INE del periodo 1975-2004. A partir de esa información se han reconstruido las probabilidades de morir de la edad 90 a la edad 99 de las generaciones españolas nacidas entre los años 1885 y 1901. El cociente entre dos edades exactas de una cohorte se ha calculado mediante:

$${}^g q_x = \frac{{}^g d_x}{\sum_x ({}^g d_x)} \quad \Rightarrow \quad \text{para } x \geq 90$$

siendo  $g$  la cohorte de referencia.

Una vez calculados los cocientes de mortalidad por edad simple se han derivado los correspondientes riesgos de morir por generación entre las edades exactas 90-95 y 95-100, asignándose dichos cocientes al año central del periodo sobre el que se han estimado. Esos cocientes se han comparado con los de las tablas de mortalidad del momento del INE y de HMD (Gráfico 4.9). Los riesgos de morir estimados a partir del método de las “generaciones extinguidas” presentan una alta concordancia con los de las tablas de mortalidad de HMD y son para el periodo más reciente significativamente inferiores a los de las tablas del Instituto Nacional de Estadística. En nuestra opinión, la causa de esa discordancia estriba en el ajuste que el INE realiza en los cocientes por edad simple en esas edades, lo que desemboca en una serie de inconsistencias<sup>206</sup>. En primer lugar, se produce una deformación en la curva de

---

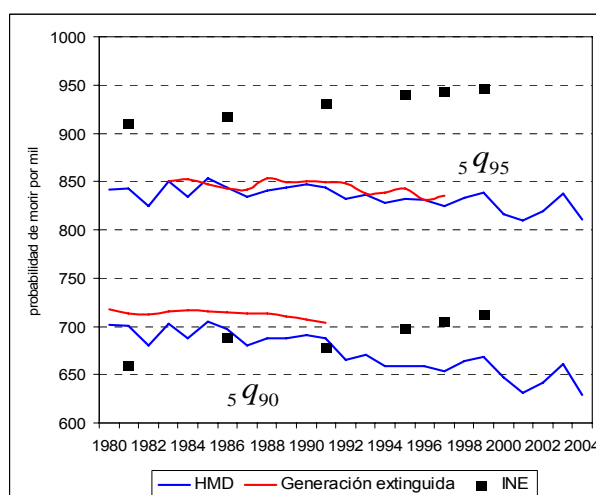
<sup>205</sup> La asunción de un límite de edad en 104 años no introduce un sesgo importante en los resultados, ya que en el conjunto del periodo 1975-2004 se registraron 2.548 decesos de mayores de 104 años, que representaron el 1,2 por ciento de todas las defunciones de 90 y más años. Cabe mencionar que una parte de esas defunciones, imposible de cuantificar, refleja deficiencias en la declaración de la fecha de nacimiento o errores en la transcripción de los literales de los boletines de defunción, ya que la tabulación de la variable edad a partir de los registros individuales de los ficheros de microdatos muestra edades a la defunción inverosímiles, especialmente en los ficheros anteriores al año 1980. Además, optar por ese límite de edad, en vez de por uno superior, presenta la ventaja añadida de que permite realizar los cálculos para un conjunto más amplio de generaciones.

<sup>206</sup> El INE deriva los cocientes de mortalidad a partir de la edad 90 mediante un ajuste por mínimos cuadrados de una parábola de tercer grado sobre los riesgos de morir observados de la edad 90 a la edad 94. Ese ajuste se realiza con una serie de restricciones que “suponen un crecimiento acelerado de la mortalidad, con objeto de tener alta mortalidad en las edades cercanas a ciento diez” (INE: 1999: *Tablas de mortalidad de la población española. 1996-1997*), y la extinción de la cohorte a esa edad. Ese último supuesto acarrea que los riesgos de morir a partir de los 95 años se aceleren a medida que se han ido reduciendo en las edades anteriores.

Las tablas del INE presentan, en nuestra opinión, una segunda incoherencia en las edades más avanzadas, que hace referencia al cómputo de la vida media restante del grupo abierto de la tabla de mortalidad. Si bien las tablas del INE finalizan en la edad exacta 100, las expectativas de vida a partir de esa edad no se calculan a partir de la tasa central de mortalidad o en su defecto a partir de una prolongación de la fuerza de mortalidad, sino que se fijan de forma arbitraria en 0,5 años; es decir, todos los efectivos que celebran su centenario sólo viven medio año más en término medio. Obviamente, establecer ese valor provoca en primer lugar una subestimación de las expectativas de vida a partir de los 100 años, ya que hemos estimado que éstas se sitúan a principios de este siglo en torno de 1,8 años, cuyos efectos se trasladan a los grupos de edad inmediatamente anteriores.

los cocientes en las edades avanzadas, como se constata de su simple representación en una escala logarítmica. En segundo lugar, se traza una evolución temporal paradójica de los riesgos de morir, ya que a medida que se han ido reduciendo antes de los 90 años, se han ido incrementando a partir de esa edad. El procedimiento de ajuste del organismo estadístico nacional subestima el riesgo de morir entre los 90 y los 95 años a principios de los años ochenta, mientras que lo sobreestima, y de forma creciente, en los periodos más recientes. La tendencia a una sobrevaloración de los riesgos de morir es todavía más acusada entre los 95 y los 100 años y, además, se observa a lo largo de todo el periodo.

Gráfico 4.9: Cocientes femeninos entre las edades exactas 90-95 y 95-100 en las tablas de mortalidad INE y HMD, y estimación basada en la “generación extinguida”.



Fuente: Human Mortality Database, INE (1988, 1991, 1993, 1998, 1999 y [www.ine.es](http://www.ine.es)), y elaboración propia a partir de los ficheros de microdatos del MNP del periodo 1975-2004.

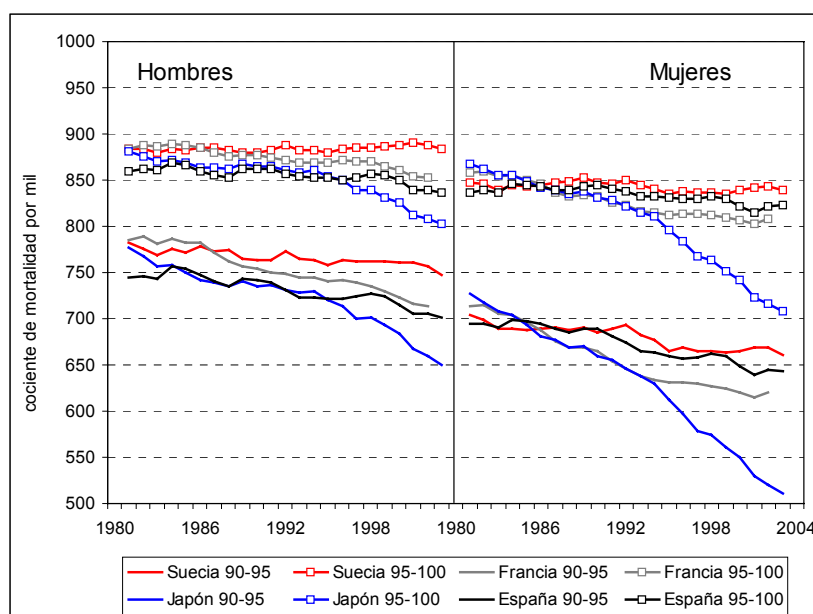
Para analizar la evolución más reciente de la mortalidad en las edades avanzadas en España se ha recurrido al uso de las tablas de Human Mortality Database. Diversas razones justifican esa elección: a) el nivel de los riesgos de morir de esas tablas a partir de la edad 90 es similar al que se deriva del método de las “generaciones extinguidas”; b) las tablas elaboradas en esta tesis finalizan la edad exacta 90, a excepción de las tablas centradas en los años censales, que se han prolongado mediante la función 3 de Heligman-Pollard<sup>207</sup>; y, c) la comparación con la experiencia de otros países requiere que los métodos y los protocolos

Además, implica suponer que no se han producido avances en la evolución de la longevidad de la población centenaria entre las sucesivas tablas de mortalidad.

<sup>207</sup> Los cocientes de las tablas de mortalidad ajustadas estiman unos riesgos de morir para el periodo más reciente a medio camino entre los del INE y los de HMD, aunque más próximos a los de HMD, y con una tendencia de evolución descendente. Para el periodo anterior a 1981 los cocientes ajustados mediante la función de Heligman-Pollard no son comparables con los de las tablas del INE ni con los de HMD, ya que se ha corregido el subregistro censal detectado en la población anciana.

de elaboración de las tablas sean idénticos, especialmente en relación con los ajustes y asunciones en las edades más avanzadas. A partir de los cocientes por edad simple de las tablas de HMD se han recalculado los riesgos de morir entre los 90-95 y los 95-100 años de España, Francia, Japón y Suecia para el periodo 1980-2004 (Gráfico 4.10).

Gráfico 4.10: Probabilidad de morir 90-95 y 95-100 años por sexo de 1980 a 2004. España, Francia, Japón y Suecia.



Nota: media de tres años centrada sobre el año de referencia.

Fuente: elaboración a partir de las tablas de mortalidad de Human Mortality Database.

En los últimos cinco lustros, se ha producido un descenso de los riesgos de morir entre los 90 y los 95 años en la población española, de mayor intensidad en las mujeres, con una caída del 7,2 por ciento, mientras que en los hombres el descenso ha sido menor, del 5,2 por ciento. Si bien en términos relativos no representan grandes variaciones, en magnitudes absolutas equivale a pasar de cocientes del orden del 750 al 700 por mil en la población masculina y del 700 al 640 por mil en la femenina. Esa trayectoria se sitúa, en comparación con los otros dos países europeos, en una posición intermedia en ambos sexos, al darse los mayores ritmos de descenso en Francia y los menores en Suecia<sup>208</sup>. No obstante, la evolución más relevante ha sido la acaecida en la población japonesa, desde niveles iniciales parejos a los europeos, accede desde principios de los noventa a una fase de sostenido aumento de la supervivencia en esa franja de edad. Entre 1981 y 1993 los riesgos de morir de las mujeres japonesas guardaron un gran paralelismo con los de las francesas, que eran

<sup>208</sup> En Suecia el cociente de mortalidad se ha reducido un 4,5 por ciento en los hombres y un 6,2 por ciento en las mujeres, mientras que la caída en Francia ha sido del 9,2 y del 13,1 por ciento.

las mejor posicionadas en el contexto europeo, pero en la última década se han reducido un 18 por ciento en Japón y un 4 por ciento en Francia. Una tendencia similar se observa en los hombres japoneses, aunque la pendiente de caída de los cocientes ha sido menor que en las mujeres, como también lo son sus diferenciales con los países europeos a principios de este siglo. Entre los 90-94 años las desigualdades de supervivencia entre sexos han aumentado ligeramente en los países europeos, situándose la sobremortalidad masculina entre el 10 y el 15 por ciento, pero se han acentuado en Japón hasta alcanzar el 25 por ciento.

En las edades más avanzadas, entre los 95 y los 100 años, la tendencia de evolución reciente de los cocientes ha sido más plana, sobre todo en la población masculina, aunque se observan signos del inicio de una fase de ligeros descensos. Entre 1981 y 1999 los cocientes en España permanecieron relativamente estables, en el rango del 850-860 por mil en los hombres y en la banda del 830-845 por mil en las mujeres, pero se han reducido del orden del 2 por ciento en los primeros años de este siglo en ambos sexos. Los datos señalan que las trayectorias en esas edades no han sido homogéneas, o como mínimo no coincidentes temporalmente, al estabilizarse los cocientes de mortalidad en Suecia y reducirse de forma significativa en Japón, con una trayectoria paralela a la del anterior grupo, aunque a un ritmo menor.

En resumen, las últimas tendencias, como la evolución de los riesgos de morir entre los 90 y los 95 años o la experiencia en edades más avanzadas del Japón, reflejarían que los límites de la vida, en detrimento de aquellas teorías que propugnan un fuerte determinismo de tipo biológico, son más abiertos de lo que se creía, encontrándose las sociedades occidentales, y entre ellas la española, inmersas en aquella fase que J. M. Robine ha calificado como de "conquista de la extensión de la vida".





## 5 LA TRANSICIÓN EPIDEMIOLÓGICA EN ESPAÑA

A lo largo del siglo XX la fuerza de la mortalidad se ha desplazado de la infancia y de la adolescencia a las edades maduras y avanzadas, al tiempo que las enfermedades crónicas, degenerativas y de sociedad han sustituido a las infecciosas y contagiosas como principales causas de muerte. Este esquema general, que permite interpretar los cambios a largo plazo en los patrones de mortalidad por edad y causa, no se configura como un proceso lineal y unidireccional, con un principio y un fin, que culmina en un patrón por causas relativamente estable. La reducción de la mortalidad cardiovascular, protagonista de los recientes avances en la supervivencia en la madurez y en la ancianidad, ha modificado la estructura de la morbimortalidad, con un aumento del peso relativo de los cánceres en las edades maduras y con un creciente protagonismo de las enfermedades respiratorias, del sistema nervioso y de los trastornos mentales en las edades más ancianas. Los avances en la longevidad de la población constituyen el aspecto definitorio de la actual fase de la transición epidemiológica, pero también el impacto de los hábitos y de los estilos de vida sobre la salud de determinados colectivos, cuyo máximo exponente fue la “crisis” de mortalidad en los adultos más jóvenes a finales del siglo pasado.

El análisis de los patrones de morbimortalidad en un periodo que abarca más de nueve décadas de la historia de España requiere adoptar una serie de decisiones que permitan sintetizar la ingente cantidad de resultados generados y, al mismo tiempo, ofrezcan una visión de conjunto de sus grandes tendencias. Esas decisiones dependen, en gran medida, de la información disponible y, especialmente, de las restricciones que impone la necesidad de homogeneizar las series de causas de muerte. La solución que se ha revelado como más viable y eficiente es operar simultáneamente sobre la base de dos tipologías de causas de muerte y dos escalas temporales. Por un lado, una agrupación de causas que sea adecuada para analizar las transformaciones a largo plazo en los perfiles de mortalidad por causa y que, al mismo tiempo, garantice un mínimo común denominador entre las sucesivas clasificaciones de enfermedades. Por otro lado, una clasificación acorde con un patrón de tipo moderno que permita analizar las tendencias más recientes de la mortalidad en España. El primer apartado de este capítulo se dedica a explicar los procedimientos utilizados para la reconstrucción de las series de causas de muerte, sus posibilidades y limitaciones, y cómo éstas pueden afectar a los resultados.

## 5.1 La reconstrucción de las causas de muerte

Un aspecto básico a la hora de abordar el análisis de la transición epidemiológica es determinar qué causas de muerte serán objeto de estudio, bien por su importancia numérica a lo largo del siglo o en algunos periodos, bien por su significación cualitativa. Es decir, elaborar una o varias listas de causas que se ajusten de la manera más satisfactoria posible a los objetivos previstos en la investigación. Esas listas se alejan, a menudo, de aquellos parámetros que se consideran “ideales”, ya que su extensión y detalle están constreñidos por la información disponible, que para la mayoría de los años se limita a la publicada en su momento. Además, la asignación de una defunción a una determinada causa no está exenta de dificultades, como las relacionadas con la identificación del proceso que desemboca en la muerte, la no especificación detallada de la causa en los boletines de defunción, o la adscripción a una causa de una defunción en la que concurren múltiples factores<sup>209</sup>. En los estudios históricos se añaden también los cambios en las estructuras nosológicas de las clasificaciones y las variaciones en la atribución de una defunción a una causa en función de escuelas o prácticas médicas, y de los avances en el propio conocimiento médico<sup>210</sup>.

Las causas de muerte se tabulan en función de una clasificación que las agrupa en diferentes rúbricas y subrúbricas. En el año 1891 el Instituto Internacional de Estadística propuso al Dr. Bertillon la elaboración de una clasificación que sintetizase las utilizadas hasta aquel entonces en los distintos países. Esa clasificación tuvo sucesivas revisiones, bajo la coordinación del propio Bertillon, en los años 1900, 1910 y 1920. Las siguientes revisiones, bajo la supervisión del Instituto Internacional de Estadística y de la Organización de Higiene de la Sociedad de Naciones, se realizaron en 1929, la cuarta, y en 1938, la quinta. La sexta revisión, aprobada en 1948, se refería ya expresamente como Clasificación Internacional de Enfermedades y Causas de Defunción (CIE). A raíz de esa revisión se modificó la tipología de causas y se implementó un sistema de selección de la causa básica de defunción que constituyó un elemento básico para la aparición de las modernas estadísticas sobre causas de muerte. Las siguientes revisiones fueron realizadas en los años 1955 (7ªCIE), 1965 (8ªCIE) y 1975 (9ªCIE). Finalmente, en 1989 se aprobó la 10ªCIE que duplicaba la base de codificación e introducía modificaciones en la clasificación de determinadas causas.

En España la primera publicación de defunciones según la causa de muerte se remonta a los datos del periodo 1861-1870, con una clasificación propia de nuestro país en cinco únicos

---

<sup>209</sup> Un análisis de la calidad de las estadísticas recientes de causas de muerte en A. Segura (1986: *La qualitat de les estadístiques de mortalitat a Catalunya*)

<sup>210</sup> Una revisión de esta problemática en el monográfico del Boletín de la Asociación de Demografía Histórica; “Expresiones diagnósticas y causas de muerte” (ADEH: XI-3: 1993)

grupos de causas<sup>211</sup>, utilizándose a partir del año 1900 la del Dr. Bertillón con 14 grupos y 99 rúbricas. Las CIEs vigentes durante el periodo que abarca esta investigación arrancan con la adopción por parte del MNP de la segunda revisión de la CIE en el año 1910. Las clasificaciones utilizadas son<sup>212</sup>:

- 2ª revisión: vigente en las estadísticas españolas del periodo 1910-1930, al no entrar en vigor la tercera revisión. La información se publicaba sobre la base de dos listas: una detallada según sexo de 189 rúbricas; otra reducida por sexo y edad de 38 causas. La variable edad se tabulaba por grupos quinquenales, con grupo abierto en 60 y más años, distinguiendo las defunciones acaecidas el primer año de vida.
- 4ª revisión: vigente en el periodo 1931-1940, constituida por una lista detallada por sexo de 200 rúbricas, algunas de ellas más desagregadas, y una lista abreviada de 43 causas en función del sexo y la edad. La tabulación fue por grupos de edad quinquenal, con tratamiento específico del primer año de vida, situándose el grupo abierto en 60 y más años hasta 1933, y en 70 y más años a partir de 1934. Una novedad en esos años, que desgraciadamente no se mantuvo en los posteriores, fue la publicación a escala provincial de las causas de muerte por edad.
- 5ª revisión: la usada, entre los años 1941 y 1950, presentaba una configuración similar a la de la anterior revisión, con una lista detallada por sexo de 200 rúbricas, ampliándose la lista abreviada a 44 causas, con límite de edad en 70 y más años, distinguiendo las de menores de un año<sup>213</sup>. Los principales cambios se centraron en una diferente numeración de las enfermedades infecciosas y parasitarias, y en una reordenación de las causas externas, introduciéndose por primera vez rúbricas relacionadas con los medios de transporte.
- 6ª y 7ª CIEs: utilizadas en las estadísticas españolas del periodo 1951-1967, representaron una fuerte ruptura en relación con las clasificaciones anteriores, tanto en la codificación de las causas, como en la publicación de los resultados. Los principales cambios fueron: a) el asma se incluyó en el grupo de alérgicas, endocrinas, del metabolismo y la nutrición (grupo III), cuando en las clasificaciones anteriores y en las posteriores se englobaba en el grupo de causas del aparato respiratorio (grupo VIII); b) la gripe pasó del grupo de enfermedades infecciosas y parasitarias (grupo I) al de respiratorias (grupo VIII); c) los envenenamientos y las intoxicaciones al grupo de causas externas (XVIII); d) la leucemia se transfirió del grupo de la sangre (grupo IV) al de los tumores (grupo II); y, e) la senilidad (englobada en las clasificaciones anteriores como vejez) se introdujo en el grupo de síntomas, senilidad y estados mal definidos (grupo XVI). Las causas de muerte se publicaban tabuladas por sexo y edad, con grupo abierto en 85 y más años, a partir de una lista a tres dígitos, lo que significó un enorme salto cuantitativo y cualitativo.

---

<sup>211</sup> Esa clasificación, además de la propia dificultad de diagnóstico de la causa de muerte, presenta una fuerte ambigüedad terminológica, al referirse a enfermedades comunes, enfermedades epidémicas y contagiosas, muertes naturales repentinas, muertes violentas y muertes seniles.

<sup>212</sup> La obra clásica de referencia es la reconstrucción de las series francesas de causas de muerte realizada por J. Vallin y F. Meslé (1988: *Les causes des décès en France de 1925 à 1978*)

<sup>213</sup> A partir de 1940 las defunciones de menores de un año se desagregan en menores de un mes, de 1 a 2 meses de vida, de 3 a 5 meses, y de 6 a 11 meses de vida.

- 8ª CIE: vigente en el periodo 1968-1979, se caracterizó por el cambio de clasificación de las enfermedades cerebrovasculares que pasaron del sistema nervioso (grupo VI) al de enfermedades del aparato circulatorio (grupo VII). Este cambio fue básico, pues esas enfermedades representaban un tercio del total de las defunciones del aparato circulatorio. Una modificación de menor importancia cuantitativa, pero significativa para comprender la estructura de la clasificación de las causas de muerte, fue la que se produjo en las diarreas infantiles. En la 7ª CIE se incluían en el grupo de causas perinatales (XV), es decir se clasificaban en función de la edad no de la etiología, mientras que a partir de la 8ª CIE se ubicaban en el de las enfermedades infecciosas (I). La adopción en las estadísticas vitales del criterio biológico de nacido vivo en 1975 se vio acompañada por la aparición de una lista específica de causas de mortalidad perinatal (Lista P) para la tabulación de las defunciones de menores de una semana y de las muertes fetales tardías. El plan de publicaciones fue similar al de la anterior clasificación hasta el año 1975, ya que a partir de esa fecha, en el marco de un proceso más amplio de reestructuración del MNP, la estadística de causas de muerte constituyó un volumen independiente (Tomo III del MNP), que incluía una tabulación provincial de las defunciones en función de una lista abreviada de 150 causas, sexo y grandes grupos de edad.
- 9ª CIE: en vigor a partir del año 1980 y hasta 1998, no representó una gran ruptura con la anterior clasificación en la estructura de los grandes grupos de causas de muerte, ya que las diferencias "son mínimas y afectan más al grupo de Accidentes, Envenenamientos y Violencias, y al criterio seguido en etiquetar una determinada patología" (J. Canela; p. 23)<sup>214</sup>, aunque se produjo un salto en las enfermedades del aparato respiratorio. La lista detallada para España incluyó por primera vez el cuarto dígito de codificación, máximo nivel de desagregación, aunque en contrapartida se suprimió la variable edad, a excepción de los datos del año 1980. A partir del año 1987 se dota a la estadística de causas de muerte de entidad propia, diferenciada del MNP, publicándose dos tomos: el primero, de resultados básicos, mantenía las tablas anteriores e incluía indicadores como las tasas estandarizadas y los años potenciales de vida perdidos para los 17 grandes grupos de causas; el segundo, por Comunidades Autónomas, recuperaba las tabulaciones a escala provincial sobre la base de una lista reducida de 99 causas de muerte.
- 10ª CIE: utilizada desde 1999, se ha caracterizado por un aumento en la base de clasificación, de las 6.936 enfermedades de la 9ª CIE a las 12.422 de ésta, lo que permite un mayor grado de especificación clínica de los procesos que conducen al fallecimiento. Entre los cambios más relevantes destacan: a) el SIDA pasa del grupo de enfermedades endocrinas, del metabolismo y de la nutrición (grupo III) al de las enfermedades infecciosas (grupo I); b) el paro cardíaco se disgrega de las causas del aparato circulatorio (grupo IX) y se incluye en el grupo de causas mal definidas (grupo XVIII); c) la insuficiencia respiratoria se sustrae del grupo de causas mal definidas (grupo XVIII) y se añade al del aparato respiratorio (grupo X); y d), se produce una reorganización de las causas externas, especialmente de las rúbricas relacionadas con los medios de transporte<sup>215</sup>. Además de las publicaciones, el Instituto Nacional de

---

<sup>214</sup> J. Canela (1985: op. cit.)

<sup>215</sup> Un análisis de la correspondencia entre la 9ª y la 10ª CIE en Departament de Sanitat i Seguretat Social (2001: *Noves agrupacions de malalties per a la nova classificació de causes de mort CIM-10*)

Estadística ofrece la posibilidad de descargar telemáticamente ficheros pretabulados por sexo y edad que para el conjunto nacional comprenden el máximo nivel de desagregación de las causas de muerte (cuatro dígitos) y para las Comunidades Autónomas y las provincias una agrupación de 102 causas.

Recientemente, el INE ha puesto a disposición de los usuarios los ficheros de microdatos de defunciones según la causa de muerte desde el año 1975. Esos ficheros permiten realizar cualquier tipo de agrupación de las causas de muerte, con codificación a 4 dígitos, habiéndose utilizado en esta investigación los ficheros de microdatos del periodo 1975-2003. Los datos del año 2004 se han extraído de las tablas pretabuladas del banco de datos del INE, al no disponer aún del correspondiente fichero de microdatos.

#### 5.1.1 *Lista de causas para el análisis del periodo 1911-2004*

Las estructuras nosológicas de las primeras CIEs reflejaban los patrones de mortalidad y los conocimientos médicos de las primeras décadas del siglo XX, con un claro predominio de las rúbricas infecciosas y contagiosas. El predominio de estas causas aún era visible en la 5ªCIE, ya que 14 de las 44 causas de la lista abreviada y 44 de las 200 de la lista completa correspondían a enfermedades infecciosas, mientras que otras causas como los tumores tenían una escasa representación, con 2 rúbricas en la lista abreviada y 12 en la detallada. Esa estructura de las CIEs, vigente durante la primera mitad de la anterior centuria, limita y condiciona el número de causas de muerte sobre las que puede realizarse un seguimiento a lo largo del siglo XX.

Para el análisis de la transición epidemiológica se ha utilizado una clasificación basada en la carga global de enfermedad<sup>216</sup>, ya que se adecua al análisis de distintos contextos de salud y permite identificar los factores de riesgo asociados a cada uno de ellos<sup>217</sup>. En un primer nivel las causas se catalogan en tres grandes grupos: a) las transmisibles, maternas y perinatales: es decir, las propias de un patrón tradicional; b) las no transmisibles, o predominantes en un patrón moderno; y, c) las causas externas. A partir de ese nivel, más uno específico para las causas mal definidas, se procede a catalogarlas con un mayor nivel de detalle (Tabla 5.1).

---

<sup>216</sup> C. Murray y A. López (1996: *The Global Burden of Disease and Injury*). Esta clasificación es la utilizada por la Organización Mundial de la Salud en sus informes anuales (OMS: 2002: *op. cit.*). En España se han realizado diversos estudios basados en la carga de salud como el de F. Viciano sobre los andaluces (2004: *Longevidad y calidad de vida en Andalucía*) o los de la Comunidad de Madrid (2005: *Informe del Estado de Salud de la Población de la Comunidad de Madrid 2004*)

<sup>217</sup> Otra tipología ampliamente utilizada en el análisis histórico de la mortalidad a largo plazo es la de T. McKeown (1978. *op. cit.*). Esa clasificación distingue entre causas no atribuibles y atribuibles a microorganismos, y entre estas últimas las transmitidas por el aire, por el agua y por los alimentos.

Tabla 5.1: Lista de causas para el periodo 1911-2003.

1. Enfermedades transmisibles, maternas y perinatales
1.1 Enfermedades infecciosas
1.1.1 Propias de la primera infancia
1.1.2 Tuberculosis
1.1.3 Meningitis
1.1.4 Otras enfermedades infecciosas
1.2 Infecciosas respiratorias
1.2.1 Gripe
1.2.2 Neumonía
1.3 Diarrea y enteritis
1.4 Maternales
1.5 Perinatales
2. No transmisibles
2.1 Cáncer
2.2 Enf. Aparato circulatorio
2.3 Enf. Aparato respiratorio
2.4 Enf. Aparato digestivo
2.5 Congénitas
2.6 Otras enfermedades no transmisibles
3. Causas externas
4. Mal definidas

Nota: las enfermedades infecciosas propias de la primera infancia incluyen el coqueluche, la difteria, la escarlatina, el sarampión y la viruela.

Fuente: elaboración propia.

El requisito de coherencia entre las sucesivas CIEs y de cada una de ellas con la lista de trabajo ha representado un enorme esfuerzo de reconstrucción de las series históricas de causas de muerte<sup>218</sup>. A partir de la 6ª CIE se dispone de las variables sexo y edad para las listas detalladas al tercer dígito hasta el año 1974, y hasta el cuarto dígito desde esa fecha, lo que ha facilitado la correspondencia directa entre los literales de las CIEs y los de la lista de trabajo. Para las clasificaciones anteriores, además de las asignaciones directas a partir de las correspondientes listas abreviadas por sexo y edad, ha sido necesario realizar algunas transformaciones suplementarias a partir de las listas detalladas por sexo:

- 2ª CIE. La bronconeumonía (91 lista detallada) se ha sustraído del grupo de otras enfermedades respiratorias (23 lista abreviada) para añadirse al de neumonías (22 lista abreviada). El grupo 37 de la lista abreviada, bajo la rúbrica de otras enfermedades generales, constituía “un cajón de sastre” que incluía un gran número de causas que ha sido necesario reasignar. A partir de la lista detallada se ha obtenido el número de defunciones a trasladar de ese grupo: por ejemplo, la leucemia (53 de la lista detallada) al grupo de los tumores, los envenenamientos (57 y 58) al de causas externas, o las otras afecciones del hígado (115) a las del aparato digestivo, entre otros.
- 4ª CIE. La meningitis (79 de la lista detallada) se ha excluido del grupo de otras enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos (23 de la lista

<sup>218</sup> En el apéndice 1 de este capítulo se presenta la tabla con los códigos utilizados para establecer la correspondencia entre las distintas CIEs y la lista de trabajo.

abreviada). Del grupo 20 de la lista abreviada (otras enfermedades generales y envenenamientos) se ha trasladado la leucemia (72 de la lista detallada) al grupo de los tumores, y los envenenamientos (76-77 de la lista detallada) al de las causas externas. El grupo 38 de la lista abreviada se ha subdividido en causas congénitas y perinatales en función de las rúbricas de la lista detallada.

- 5ª CIE. La leucemia (74 de la lista detallada) y los envenenamientos (78-79 de la lista detallada) se han sustraído del grupo de las otras enfermedades generales y envenenamientos (20 de la lista abreviada) y se han añadido al de tumores y causas externas. Como en la anterior clasificación, la lista detallada se ha utilizado para diferenciar entre congénitas y perinatales dentro del grupo 38 de la lista abreviada.

La distribución por edad de la lista detallada se ha realizado en algunos casos a partir de la distribución del grupo de causas al que se asignaban y en otros a partir de estimaciones sobre la base del dato más antiguo. A posteriori, se ha verificado que los procedimientos de redistribución no provocasen alteraciones en la evolución de las defunciones por edad y sexo ni en el grupo del que se sustraían ni en el grupo al que se añadían. En relación con la variable edad se han realizado dos ajustes suplementarios:

- 1) Las estadísticas de causas de muerte publicaban la variable edad con grupo abierto en 60 y más años hasta 1933, en 70 y más años hasta 1950, y en 85 y más años a partir de esa fecha. La existencia de distintos grupos de edad abiertos genera inconvenientes a la hora de analizar las tendencias de la mortalidad por edad. Una posibilidad era establecer durante todo el periodo un límite fijo del grupo abierto en 60 años y más, a costa de una pérdida sustantiva de información para los periodos más recientes. Otra posibilidad era mantener grupos abiertos de edad diferente, con las dificultades operativas e interpretativas que ello entrañaría. La opción juzgada como más conveniente, ha sido la de desagregar los grupos abiertos de la primera mitad del siglo XX hasta 85 y más años, bajo el supuesto de identidad del patrón de morbilidad en esas edades. Es decir, a las defunciones por sexo y edad quinquenal se les ha aplicado la distribución relativa de las causas de muerte del grupo abierto del que formaban parte. Los sesgos que introduce el supuesto de igualdad, especialmente cuando el grupo se localiza en 60 y más años, se ven compensados por las ventajas de estandarizar los protocolos de cálculo y disponer de series continuas por edad.
- 2) Las defunciones por edad simple, como se ha visto anteriormente, se han corregido hasta el año 1970 para eliminar el fenómeno de la atracción de las edades finalizadas en los dígitos 0 y 5. Esa corrección acarrea que las defunciones por edad quinquenal resultantes de sumar las causas de muerte no concuerden con las que se obtienen a partir de agregar las defunciones corregidas por edad simple. En las causas de muerte no puede corregirse directamente la variable edad, ya que no se publicaban por edad simple, y en caso de haberlo hecho presentarían un alto grado de aleatoriedad. El ajuste entre las series de defunciones totales y por causa sólo es posible realizarlo a partir de la corrección previa de las defunciones por edad simple, lo que además asegura la concordancia entre las series de defunciones totales y por causas. El procedimiento ha consistido, en primer lugar, en calcular para cada año y cada sexo la ratio entre el total de defunciones publicadas y corregidas para los distintos grupos quinquenales. Posteriormente, esas ratios se han aplicado a las defunciones según causa de muerte por edad quinquenal. Es decir, se ha sustraído o añadido a cada causa y grupo de edad el mismo porcentaje de muertos que se habían sustraído o añadido en la corrección previa de los totales por edad simple.

El uso del concepto legal de nacido vivo antes de 1975 plantea el problema de cómo asignar las defunciones infantiles que constaban como abortos, es decir los “falsos nacidos muertos”, a las distintas causas de muerte. A partir de la lista del MNP para Tabulaciones de Morbilidad y Mortalidad Perinatales se ha analizado la distribución según causa de muerte de los fallecidos el primer día de vida entre 1975 y 1978. Esas defunciones se concentraban en dos grandes rúbricas: las congénitas con un 18,8 por ciento del total y las perinatales con un 79,3 por ciento, mientras que el papel del resto de causas era marginal, con un 0,3 por ciento de infecciosas o un 0,1 por ciento de accidentes. Al estar la mortalidad de las primeras veinticuatro horas de vida fuertemente relacionada con factores biológicos y/o ligados al momento del parto se ha considerado aceptable mantener esa distribución estable a lo largo del siglo XX. Por lo tanto, el 80 por ciento de los muertos al nacer y las primeras 24 horas de vida se han asignado al grupo de causas perinatales y el resto al de congénitas.

Otro aspecto que influye en la evolución de las causas de muerte son las variaciones que se han producido en el porcentaje de defunciones de causa desconocida o mal definidas. En el peso de esas defunciones intervienen diversos factores como el mayor conocimiento de las enfermedades, los sistemas de codificación, la adecuación a una nueva CIE del personal sanitario, la frecuencia de las autopsias, entre otros. Un elevado porcentaje de defunciones mal definidas, debido a la incertidumbre en la diagnosis, implica que la incidencia de algunas de las otras causas de muerte este subestimada, aunque en sentido contrario un menor peso de causas no especificadas no comporta necesariamente una mejor certificación del resto de causas. Este fenómeno es más acusado en las edades avanzadas, ya que el proceso que desemboca en la muerte es, a menudo, multicausal.

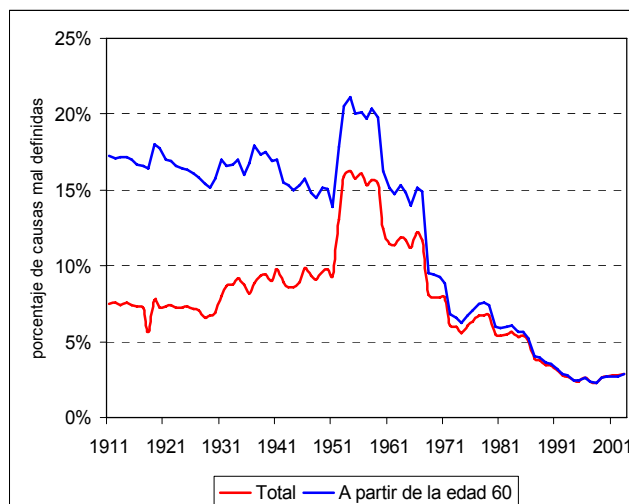
La tendencia histórica a una reducción del peso de las defunciones mal definidas puede introducir distorsiones en la evolución del resto de causas, pues en algunos casos su aumento sería consecuencia de su mejor diagnosis y no de su mayor incidencia. Esas defunciones se englobaban hasta el año 1950, es decir hasta la 5ª CIE, en dos epígrafes de las listas abreviadas por sexo y edad: por un lado, el de senilidad o vejez, por otro, el de mal definidas. A partir de la 6ª CIE, y hasta la 9ª CIE, se asignaban a un gran grupo que, bajo la rúbrica de “síntomas, senilidad y estados mal definidos”, incluía alrededor de 20 epígrafes a 3 dígitos. En la 10ª CIE se ha mantenido ese grupo con un mayor nivel de especificación y con una reorganización de sus epígrafes.

Las defunciones mal definidas representaban alrededor del 7,5 por ciento del total de muertes entre 1911 y 1931 (2ª CIE), con una tendencia de ligero incremento durante los años de vigencia de las dos siguientes CIEs, aunque nunca, ni siquiera durante la Guerra Civil, se alcanzó el 10 por ciento (Gráfico 5.1). Entre los mayores de 60 años eran el 17 por ciento de las defunciones al principio del periodo y entorno del 15 por ciento antes de 1950, con un aumento de su peso relativo en los años de vigencia de la 4ª CIE. La adopción de la 6ª CIE, con una nueva taxonomía de causas, provocó un incremento del peso de las causas mal definidas, que a mediados de los años cincuenta se situaron en el 16 por ciento del total de las defunciones y en el 21 por ciento de las de mayores de 60 años. Ese aumento se concentró básicamente en las rúbricas de síntomas mal definidos relativos al aparato circulatorio, que a principios de los años cincuenta eran el 30 por ciento de las causas mal



definidas y a finales de esa década el 50 por ciento<sup>219</sup>. La introducción de los nuevos boletines de defunción a finales de los años cincuenta redujo bruscamente el peso de las causas mal definidas, aunque continuó siendo superior al de las clasificaciones anteriores. A partir de la 8ª CIE se observa una tendencia descendente, a excepción del segundo quinquenio de la década de los setenta, situándose por debajo del 4 por ciento desde finales de los años ochenta y en el 2,7 por ciento a principios de este siglo. En los últimos años su porcentaje se ha estabilizado, incluso ha aumentado ligeramente, ya que el envejecimiento de la población y el incremento en la longevidad han provocado un desplazamiento progresivo del grueso de las defunciones a edades en las que la incertidumbre sobre la causa de muerte es más elevada y por la inclusión dentro de ese grupo en la 10ª CIE de algunas causas como el paro cardíaco. En el trienio 2000-02 las defunciones mal definidas fueron el 2,5 por ciento del total de muertes en el grupo de 80-89 años, el 6 por ciento en el de 90-99 años y el 15 por ciento en el de 100 y más años.

Gráfico 5.1: Peso relativo de las causas mal definidas. 1911-2004.



Fuente: elaboración propia.

La distribución de las defunciones mal definidas entre el resto de causas debe tener en cuenta que algunas son más frecuentemente mal diagnosticadas o declaradas que otras, lo que invalida su mero reparto proporcional<sup>220</sup>. Por este motivo, se ha considerado más adecuado mantener ese grupo, a pesar de los sesgos que introduce en la evolución del resto

<sup>219</sup> En 1951 las defunciones por síntomas mal definidos del aparato circulatorio y del sistema linfático ascendieron a 9.522, alcanzando valores máximos alrededor de 20.000 defunciones anuales entre 1956 y 1959, para reducirse posteriormente hasta las 14.000 del año 1967.

<sup>220</sup> S. Ledermann (1955: *La répartition des décès de cause indéterminée*) propuso un método de reparto basado en la relación entre las variaciones en la proporción de causas mal definidas y los cambios en las proporciones del resto de causas de muerte.

de causas, especialmente una subestimación de las del aparato circulatorio durante la segunda mitad de la década de los cincuenta<sup>221</sup>.

Los procedimientos empleados para la reconstrucción de las series de causas de muerte han sido testados *a posteriori* para verificar su robustez. La coherencia se ha analizado a partir de un índice de continuidad (ID), que se ha calculado, para cada causa de muerte, como la relación entre el total de defunciones de los tres primeros años de vigencia de una CIE y los tres últimos años de vigencia de la CIE anterior. El valor de los índices indica si se producen rupturas por cambios de clasificación y/o por los métodos de homogeneización<sup>222</sup>.

Tabla 5.2: Índices de continuidad entre sucesivas CIEs.

	4/2	5/4	6-7/5	8/6-7	9/8	10/9
1.1.1 Infec. propias infancia	0,86	0,47	0,82	0,49	*	*
1.1.2 Tuberculosis	0,96	1,02	0,58	0,80	0,73	0,85
1.1.3 Meningitis	0,81	0,91	0,56	0,67	0,70	0,94
1.1.4 Otras enf infecciosas	1,61	1,03	0,52	1,02	0,61	0,80
1.2.1 Gripe	1,78	1,04	2,43	1,33	0,65	1,33
1.2.2 Neumonía	1,17	0,90	1,06	1,14	0,69	1,03
1.3 Diarrea y enteritis	0,76	0,92	0,64	0,88	0,62	*
1.4 Maternales	0,98	0,76	0,84	0,70	*	*
1.5 Perinatales	1,26	1,08	1,20	0,63	0,71	1,04
2.1 Cáncer	1,07	1,04	1,11	1,04	1,07	1,05
2.2 Enf. aparato circulatorio	1,08	0,95	0,97	1,22	0,99	0,98
2.3 Enf. aparato respiratorio	0,83	0,91	0,94	1,02	1,29	1,11
2.4 Enf. aparato digestivo	0,86	0,95	1,08	1,10	1,07	0,99
2.5 Congénitas	0,68	1,05	0,78	0,97	0,77	0,91
2.6 Otras no transmisibles	0,76	0,90	0,80	1,01	1,03	1,13
3 Causas externas	1,09	0,43	0,89	1,12	0,95	0,99
4 Mal definidas	1,23	0,88	1,26	0,72	0,80	1,14
Total	0,98	0,89	0,95	1,05	0,99	1,03

\* No se han calculado los índices por el escaso número de defunciones en estas causas.

Fuente: elaboración propia.

En el valor de los índices de continuidad (ID) influyen diversos aspectos como la propia tendencia a largo plazo de las distintas enfermedades, la presencia de crisis anuales, el impacto de las variaciones en el peso de las causas mal definidas, o el tiempo que tarda en

<sup>221</sup> A partir de la 6ª CIE el grupo de causas mal definidas incluye rúbricas referidas a síntomas mal definidos del aparato circulatorio, respiratorio, digestivo... Se ha explorado la posibilidad de distribuir las defunciones de cada una de esas rúbricas al aparato al cual hacían referencia. Por ejemplo, los síntomas mal definidos del aparato digestivo al grupo de causas del aparato digestivo. No obstante, ese reparto no ha proporcionado unos resultados satisfactorios, descartándose realizar ningún tipo de distribución de las causas mal definidas.

<sup>222</sup> En el anexo A.10 se ha graficado la evolución entre 1911 y 2004 de las tasas estandarizadas de mortalidad por estas causas.

adecuarse la certificación a un cambio de clasificación. Por ejemplo, las ratios del cáncer reflejan su mayor incidencia, pero también los avances en el conocimiento y en la diagnosis de esa enfermedad. En sentido contrario, los índices de las causas infecciosas y contagiosas están determinados por la tendencia secular de descenso de esas enfermedades. Las ratios de la gripe se ven en algunos casos afectadas por la presencia de crisis puntuales, lo que explica el fuerte incremento del índice de continuidad entre la 2ª y la 4ª CIEs y entre la 5ª y la 6ª CIEs, al coincidir los años de cambio de clasificación con brotes epidémicos. Los índices entre la 4ª y la 5ª CIEs están influidos por el fin de la Guerra Civil, como se aprecia en las causas externas y en el grupo de enfermedades infecciosas propias de la primera infancia.

En la 2ª CIE las mayores dificultades de asignación se deben a la presencia de un grupo general de enfermedades que engloba causas con una etiología dispar y que afectan a distintas partes del organismo. El uso de la lista detallada para reasignar parte de ese grupo no ha solventado totalmente los problemas, ya que persiste una infravaloración del grupo de las otras enfermedades infecciosas, como se desprende de su incremento al entrar en vigor la 4ª CIE, con la consiguiente sobreestimación del grupo de otras causas no transmisibles. Las causas perinatales y las congénitas presentan hasta las últimas CIEs fluctuaciones en los índices que responden a diversos motivos: a) la dificultad de diagnóstico y diferenciación de estas causas; b) el escaso detalle en las clasificaciones más antiguas; c) la inclusión en la 6ª CIE dentro del grupo de causas perinatales de una serie de enfermedades que en las clasificaciones posteriores se asignaron a otros grupos; y, d) los sesgos derivados de atribuir a esos grupos la totalidad de los “falsos nacidos muertos”. En las enfermedades del aparato circulatorio se aprecia en el tránsito de la 6-7ª CIE a la 8ª CIE un valor del índice superior al que marcaría su tendencia de evolución. En las clasificaciones más recientes, que posteriormente serán objeto de análisis, sobresale el aumento de las causas del aparato respiratorio entre la 8ª y la 9ª CIEs.

El proceso de homogeneización de las CIEs, como se ha visto en los párrafos anteriores, tropieza ante constricciones de tipo material, como el grado de detalle de las publicaciones, y de tipo conceptual, como los avances diagnósticos y los cambios en la praxis médica. A pesar de ello, el esfuerzo de reconstrucción se ha visto recompensado por la posibilidad de disponer de una “película” de la transición epidemiológica en España, más allá de enfoques centrados en determinadas causas o ceñidos a distintos cortes temporales.

#### *5.1.2 Lista para el análisis del patrón epidemiológico moderno. 1968-2003.*

La tipología que se ha utilizado para el análisis del periodo más reciente es más detallada e incluye aquellas causas que por su importancia cuantitativa o por su relevancia cualitativa

determinan el actual patrón de mortalidad de la población española. El periodo de estudio abarca los años de vigencia de la 8ª, la 9ª y la 10ª CIEs, desde 1968 hasta 2004, último año del que se disponía de datos definitivos. La lista de trabajo sigue el esquema clásico de las CIEs más recientes, concretamente la estructura y jerarquía de la 10ª CIE<sup>223</sup>.

A partir de un análisis de la lista abreviada de 102 causas del INE utilizada para la tabulación de la 10ªCIE, se han retenido 60 causas de muerte que han constituido nuestra lista de trabajo<sup>224</sup>. La homogeneización entre la 9ª CIE y la lista de trabajo se ha realizado a partir de la tabla de correspondencias 9ª-10ª CIEs del INE<sup>225</sup>, mientras que para la 8ª CIE se ha empleado una tabla específica<sup>226</sup>. Los datos del periodo 1968-1974 son los publicados en el MNP, y desde 1975 corresponden a tabulaciones de los ficheros de microdatos del INE.

La homogeneización de la 8ªCIE y de la 9ªCIE se ha realizado a partir de las causas codificadas a 3 dígitos, utilizándose en algunos casos un mayor nivel de especificación a partir del 4º dígito, máximo nivel de desagregación. Un ejemplo es la insuficiencia respiratoria que en la 10ªCIE se incluye en el grupo de enfermedades del aparato respiratorio mientras que en las anteriores estaba en el de mal definidas; o, en sentido contrario, el paro cardíaco que ha pasado del grupo del aparato circulatorio al de mal definidas. La reasignación de esas enfermedades no presenta mayor dificultad a partir del año 1975, ya que los ficheros de microdatos incluyen el 4 dígito de la causa de muerte. Para el periodo anterior, entre 1968 y 1974, sólo se dispone de las tablas publicadas en el MNP con una tabulación de la causa a 3 dígitos, lo que ha obligado a realizar una serie de transformaciones indirectas con el objetivo de garantizar la coherencia de las series<sup>227</sup>. El método ha consistido en estimar el peso relativo que representaban esas causas dentro de su correspondiente rúbrica a 3 dígitos en el bienio 1975-76, aplicando esos porcentajes como factores de reparto por sexo y edad de las mismas rúbricas a 3 dígitos del periodo 1968-1974.

El análisis de continuidad muestra que los mayores problemas en el tránsito entre la 8ª y la 9ª CIE se dieron en el asma, en las crónicas de las vías respiratorias inferiores, y en los grupos de otras causas de los aparatos circulatorio, respiratorio y digestivo. Mientras que entre la 9ª y la 10ª CIE se localizaron en las enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores y en los trastornos mentales orgánicos senil y presenil. Además, durante la vigencia de una CIE también se pueden producir cambios en la codificación de algunas

---

<sup>223</sup> A diferencia de la tipología basada en la carga global de enfermedad, en las CIEs la gripe y la neumonía se incluyen en el grupo de enfermedades del aparato respiratorio, y la diarrea y enteritis en las del aparato digestivo.

<sup>224</sup> Véase apéndice 2 de este capítulo.

<sup>225</sup> [www.ine.es/daco/daco42/sanitarias/listas\\_02.doc](http://www.ine.es/daco/daco42/sanitarias/listas_02.doc).

<sup>226</sup> Deseo agradecer a Francisco Viciano haberme proporcionado las relaciones entre los códigos de la 8ª y la 10ªCIEs, que el autor ha utilizado en diversos trabajos (2004: *op. cit.*)

<sup>227</sup> Por ejemplo, los tumores malignos del colon, recto y ano se redujeron un 30 por ciento entre 1974 y 1975, ya que una parte de estos tumores ("intestino grueso sin especificar parte" con el código 153.9) se asignan desde 1975 al grupo de otros tumores malignos digestivos.

causas. Por ejemplo, el cambio en la clasificación de las muertes por caídas de mayores de 75 años se tradujo en un drástico aumento de la osteoporosis y de las fracturas patológicas, que pasaron de 48 en 1983 a 1.637 en 1985, y la consiguiente reducción de las causas externas fruto de caídas accidentales, de 2.132 a 667 entre los mismos años. Finalmente, se observa mayor certificación de aquellas causas que, como el Alzheimer y los trastornos orgánicos senil y presenil, están relacionadas con el envejecimiento del organismo, cuyo peso se ha incrementado en los últimos años como consecuencia de la presencia de mayores efectivos de población en las edades en las que su incidencia es más elevada.

El análisis de las tendencias recientes se ha complementado con el estudio de la evolución de aquellas causas que se consideran como social o sanitariamente evitables por su naturaleza y por sus posibilidades bien preventivas o bien terapéuticas. Las primeras tipologías de causas evitables se remontan a mediados de los años setenta<sup>228</sup>, realizándose posteriormente diferentes propuestas con el fin de constituir un indicador para evaluar los servicios de salud. Bajo este concepto se engloban dos grandes grupos de causas: las que son prevenibles mediante la implementación de políticas de salud pública intersectoriales, al estar relacionadas con comportamientos y hábitos de vida, y las que son tratables mediante la intervención médica preventiva o curativa. No obstante, no existe un acuerdo unánime sobre este concepto, ni sobre las causas de muerte que engloba y las franjas de edad seleccionadas en las que dichas causas pueden ser consideradas como evitables<sup>229</sup>.

En esta investigación se ha utilizado una lista de causas evitables propia<sup>230</sup> resultante de combinar aquellas causas de muerte que diversos estudios nacionales e internacionales han considerado como tratables médicamente<sup>231</sup> o identificadas como prevenibles<sup>232</sup>. El análisis, circunscrito al periodo de vigencia en las estadísticas de nuestro país de las dos últimas Clasificaciones Internacionales de Enfermedades, ha consistido para el conjunto de España en analizar la evolución de la mortalidad evitable en relación con la total en determinadas franjas de edad, con el objetivo de identificar posibles tendencias en la senda de la mortalidad a corto y medio plazo. También, se ha cuantificado la mortalidad evitable a escala

---

<sup>228</sup> D. Rutstein et al (1976: *Measuring the quality of medical care*)

<sup>229</sup> Los estudios más recientes, debido al propio aumento de las expectativas de vida de la población, han ampliado el límite de edad considerando para la mayoría de las causas de muertes tratables médicamente las producidas antes de los 75 años; mientras que para las prevenibles, debido a su propia definición, se consideran todas las edades.

<sup>230</sup> Véase apéndice 3 de este capítulo.

<sup>231</sup> Estas causas fueron utilizadas por E. Nolte y M. McKee (2003: *Measuring the health of nations: analysis of mortality amenable to health care*) para analizar los niveles de mortalidad evitable médicamente en los países occidentales a finales de los años noventa. En ese estudio establecieron un límite máximo de edad en los 74 años y consideraron también como evitables el 50 por ciento de las defunciones isquémicas. España se encontraba para el conjunto de ambos sexos en la cuarta posición del escalafón internacional, siendo sólo en Francia, Suecia y Japón inferior la tasa estandarizada.

<sup>232</sup> R. Gisbert et al (2006: *La mortalidad evitable: lista de consenso para la actualización del indicador en España*)

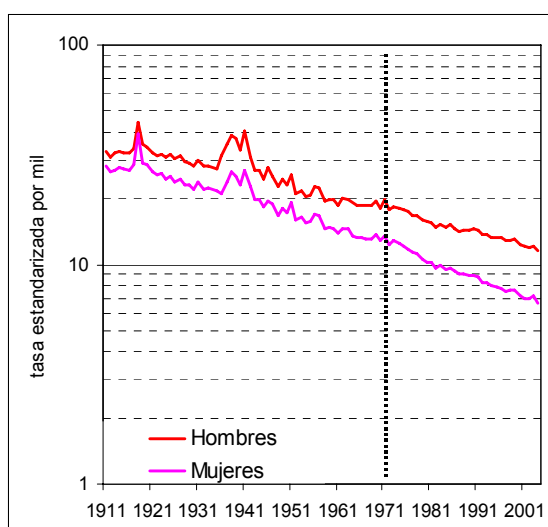
provincial como indicador indirecto de las desigualdades espaciales del sistema sanitario español a principios del presente siglo.

## 5.2 La transformación del patrón de morbimortalidad

La tasa estandarizada de mortalidad ofrece una visión complementaria de la evolución a largo plazo de los niveles agregados de mortalidad, ya que, a diferencia de la esperanza de vida al nacer, considera por igual la incidencia del fenómeno en todas las edades. En el conjunto del periodo, se ha reducido un 65 por ciento en los hombres, del 32,6 por mil de 1911 al 11,5 por mil de 2004, y un 76 por ciento en las mujeres, del 28,1 al 6,7 por mil (Gráfico 5.2). El aspecto más relevante es la ausencia de desaceleración en la pendiente de caída de la tasa, lo que indica que las mejoras de supervivencia no se han frenado o limitado a pesar de que los niveles son cada vez menores. Entre 1912 y 1932 el descenso medio anual de la tasa estandarizada fue del 0,5 por ciento en los hombres y del 0,8 por ciento en las mujeres, y en las dos décadas siguientes del 1,1 y del 1,2 por ciento. En la segunda mitad del siglo XX la reducción media anual alcanzó el 0,9 por ciento en los hombres y el 1,3 por ciento en las mujeres entre 1952 y 1972, mientras que en los últimos treinta años se ha situado en el 1,2 y en el 1,5 por ciento, respectivamente. Ese aumento responde a la entrada de la sociedad española en una fase de sostenido descenso de la mortalidad en las edades avanzadas a partir de la década de los setenta.

---

Gráfico 5.2: Evolución de la tasa estandarizada de mortalidad. España. 1911-2004



Nota: Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

---

La distribución relativa de las defunciones según la edad y la causa de muerte representa una primera aproximación a las transformaciones en los patrones de morbimortalidad. Las defunciones de menores de 15 años representaban el 42 por ciento del total en el periodo 1911-1915, se situaron por debajo del 20 por ciento a mediados del siglo XX, y hoy en día sólo constituyen el 1 por ciento. Por su parte, las de mayores de 65 años eran una cuarta parte del total de óbitos en la segunda década del siglo XX, la mitad a principios de los años cincuenta, y el 85 por ciento en la actualidad. Esas distribuciones dependen tanto de la fuerza de mortalidad de cada periodo, es decir del nivel y de la estructura de las tasas por edad, como de las estructuras por edad de la población. Así, en el elevado peso relativo de las muertes infantiles en las primeras décadas del siglo XX confluían unos altos riesgos de morir en los primeros años de vida y unas pirámides con grandes contingentes de población en su base. El aumento del porcentaje de defunciones al final de la vida refleja el desplazamiento de la fuerza de la mortalidad a edades más avanzadas y el proceso de envejecimiento de la población española<sup>233</sup>.

En el siglo XX se ha transformado radicalmente el patrón de mortalidad por causa de la población española (Gráfico 5.3). En la segunda década del siglo pasado las enfermedades transmisibles, maternas y perinatales representaban el 44 por ciento de las defunciones, con un importante peso de las diarreas, una de cada tres defunciones del grupo, seguida por la neumonía y la tuberculosis. El descenso de las enfermedades infecciosas propias de la primera infancia en la primera mitad del siglo, de las diarreas en los años treinta y cuarenta, y de la tuberculosis en los cincuenta permitió que a principios de la década de los sesenta las causas transmisibles se situasen por debajo del 20 por ciento del total de defunciones. En las siguientes décadas se redujo el peso de la mortalidad perinatal y de las infecciosas de transmisión aérea, como la gripe. En el periodo más reciente las causas transmisibles oscilan entorno del 4-5 por ciento del total, siendo la mitad ocasionadas por la neumonía.

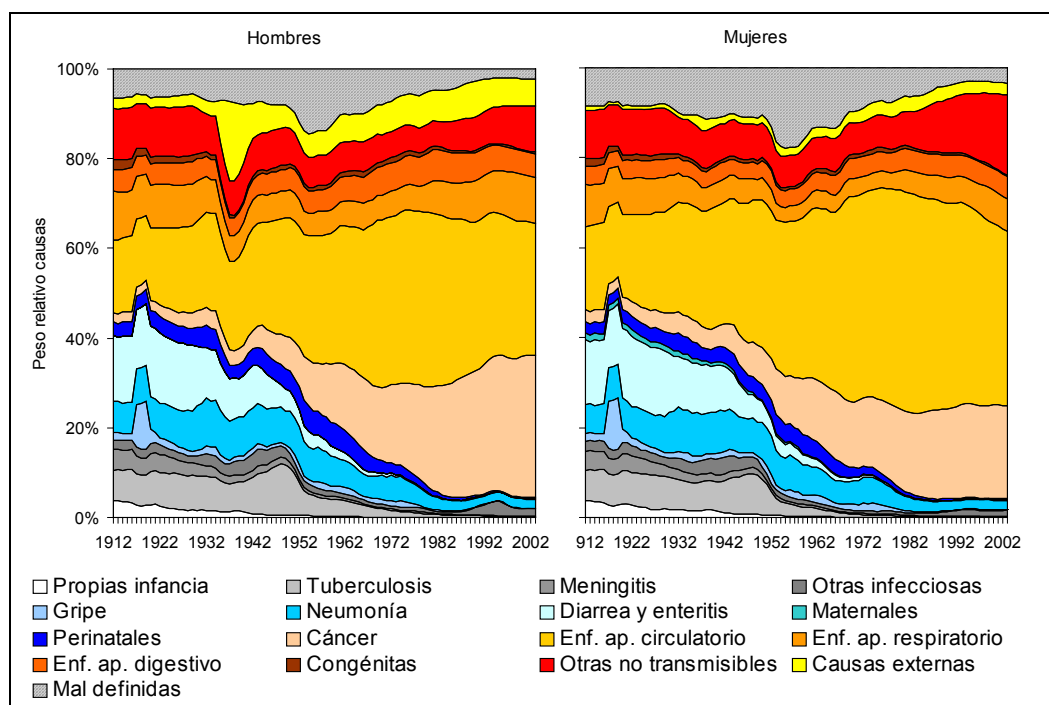
Hoy en día, el patrón de mortalidad está dominado por las causas no transmisibles, que representan cerca del 90 por ciento de las defunciones. En su estructura interna destaca el aumento del peso relativo de las causas del aparato circulatorio hasta finales de los sesenta, cuando representaban 5 de cada 10 muertes no transmisibles en los hombres y 6 de cada 10 en las mujeres; mientras que en las décadas más recientes, a pesar del envejecimiento demográfico, su peso se ha reducido hasta valores ligeramente por encima de 3 y 4 muertes por cada 10 defunciones no transmisibles. La pérdida reciente de protagonismo de las causas del aparato circulatorio se debe a la combinación de dos tendencias: por un lado, la propia reducción de las tasas de mortalidad por esa causa; por otro, el creciente papel que han adquirido los tumores en la segunda mitad de la centuria. A raíz de esas trayectorias contrapuestas, las muertes por cáncer han superado las del aparato circulatorio en los hombres desde el año 2000, y se han recortado las distancias entre ambos grupos de causas

---

<sup>233</sup> El efecto del envejecimiento sobre el número de defunciones se constata en la evolución de la tasa bruta de mortalidad con una tendencia de ligero incremento en las últimas décadas, al pasar para el conjunto de ambos sexos del 7,7 por mil de 1980 al 8,9 por mil de 2005.

en las mujeres, con una ratio a principios de este siglo de 1,8 defunciones del aparato circulatorio por cada muerte debida a tumores. En las mujeres es muy visible el reciente aumento del protagonismo del grupo que engloba al resto de las causas no transmisibles, adquiriendo un creciente papel las demencias y los trastornos mentales, cuya repercusión sobre el número de óbitos se ha visto potenciado por la presencia de más efectivos de población en aquellas edades en que su incidencia es mayor.

Gráfico 5.3: Evolución del peso relativo de las causas de muerte. España 1911-2004.



Nota: media de los valores de tres años centrados en el año de referencia.

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, las causas externas representaban el 2 por ciento de las muertes masculinas y el 1 por ciento de las femeninas en las primeras décadas del siglo XX, aumentando su peso relativo durante la segunda mitad de la centuria, hasta alcanzar a principios de este siglo el 8 y el 3 por ciento del total de defunciones, respectivamente.

La distribución relativa de las causas de muerte depende de los cambios en las tasas de mortalidad por edad de cada una de las causas, pero también de las transformaciones en la ley de mortalidad, y de las variaciones en la estructura etaria de la población. En un hipotético contexto de estabilidad de las tasas por edad y causa, un descenso prolongado de la fecundidad conduciría a un envejecimiento de la población con el consiguiente aumento de las causas degenerativas. Por este motivo, el descenso de la fecundidad se considera como uno de los mecanismos de la transición y el envejecimiento de la población como uno de los atributos que caracterizan la actual fase de la transición. Para eliminar dicha interferencia, el análisis de las transformaciones del patrón de morbilidad debe realizarse considerando



por separado las distintas etapas del ciclo vital, ya que su estructura interna presenta rasgos característicos en función de la edad de los individuos y su agregado para el conjunto de la población depende también de los cambios acaecidos en las estructuras etáreas.

Un primer control es analizar las transformaciones en los perfiles de mortalidad por causa en distintos grupos de edad. Esa segmentación ofrece una visión más rica y compleja, ya que se observan diversas transiciones que se suceden y/o se superponen en función de la etapa del ciclo vital. Para sintetizarlas se ha representado, mediante diagramas triangulares, la evolución del peso de los grandes grupos de la carga global de enfermedad en distintos grupos de edad<sup>234</sup>. Los comentarios se refieren a los hombres, pues presentan unos patrones más contrastados y unas trayectorias específicas en la adultez (Gráfico 5.4).

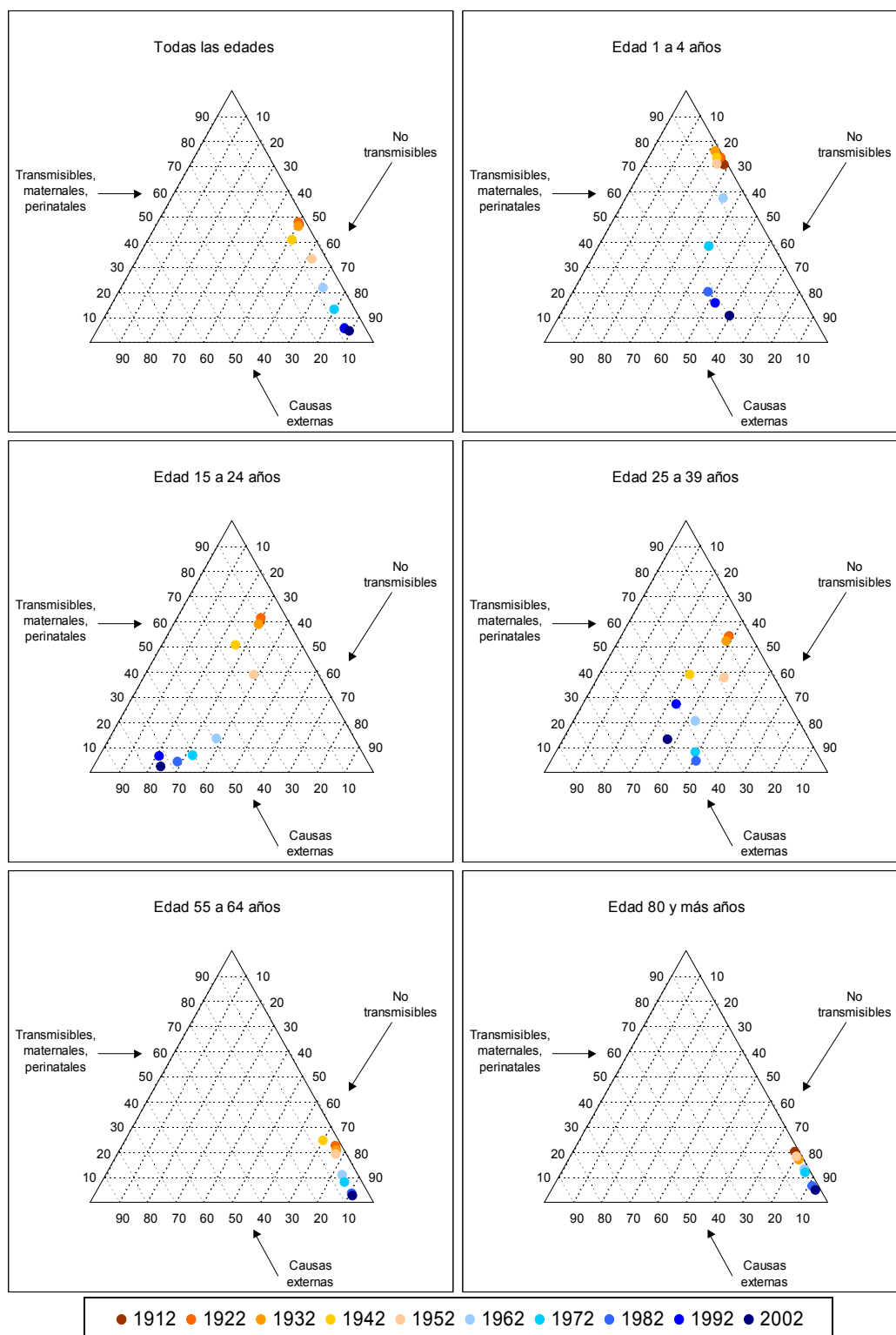
- La mortalidad en la niñez, de 1 a 4 años, estuvo dominada en la primera mitad del siglo XX por las causas transmisibles y por las perinatales, alrededor de tres de cada cuatro defunciones. Hoy en día representan el 10 por ciento, configurándose un patrón de predominio de las no transmisibles, con un 60 por ciento de las defunciones, en el que también tienen un peso significativo las causas externas. En su trayectoria destacan dos aspectos: a) el descenso de la mortalidad en la niñez durante las primeras décadas del siglo XX no provocó una alteración substancial de su estructura por causas, al mantenerse relativamente estable el peso de los grandes grupos; y, b) el cambio en su estructura interna se produjo básicamente en los años cincuenta y sesenta.
- En la adolescencia las enfermedades de tipo tradicional han sido reemplazadas por las causas externas como principal causa de muerte. Si en las primeras décadas del siglo XX la mortalidad por causa externa representaba alrededor del 10 por ciento del total, en la actualidad se sitúa en torno del 75 por ciento. Ese proceso de sustitución se inició en los años treinta, aunque se intensificó en la década de los cincuenta y de los sesenta por la reducción de la mortalidad por tuberculosis. En las edades adultas-jóvenes, de 25 a 39 años, la tendencia general ha sido similar, aunque con un mayor peso de las enfermedades no transmisibles en detrimento de las causas externas. En esas edades destaca la ruptura en la trayectoria de las enfermedades transmisibles en los años ochenta y principios de los noventa debido a la aparición de la patología del Sida.
- En las edades maduras y avanzadas la transformación del patrón epidemiológico ha sido menos intensa, debido al mayor peso de las causas crónico-degenerativas. No obstante, en las primeras décadas del siglo XX las causas transmisibles representaban entre el 20 y el 25 por ciento de todas las defunciones de 55 a 64 años, y entre el 18 y el 20 por ciento de las de mayores de 65 años. Desde mediados del siglo XX se ha reducido de forma paulatina el peso de ese grupo, especialmente en la década de los sesenta, estabilizándose en los últimos años en el 3 por ciento de las defunciones de adultos-maduros y en el 5 por ciento de las de ancianos. En las enfermedades transmisibles en edades avanzadas destaca la neumonía que representa actualmente el 70 por ciento del total del grupo<sup>235</sup>.

---

<sup>234</sup> No se ha graficado la mortalidad del primer año de vida, ya que responde a una lógica y a unos factores muy concretos que serán analizados con más detalle posteriormente.

<sup>235</sup> Esta causa de muerte, como también la gripe, se engloba en el grupo de enfermedades del aparato respiratorio en las últimas Clasificaciones Internacionales de Enfermedades.

Gráfico 5.4: Patrón epidemiológico en distintas etapas de la vida. España. Hombres.



Nota: media de tres años centrados en el año de referencia. Los ejes representan el peso relativo de los tres grandes grupos de la clasificación de la carga de enfermedad, con prorrateo del grupo de enfermedades y causas mal definidas. En el anexo A.11 se presentan idénticos diagramas para las mujeres.

Fuente: elaboración propia.

A continuación se profundiza en el análisis de la evolución de la mortalidad en las distintas etapas del ciclo vital analizando tres grandes aspectos: a) la evolución de las tasas de mortalidad por edad y sexo; b) la transformación a largo plazo del patrón de morbilidad; y, c) las características más relevantes de sus tendencias recientes.

### 5.2.1 *La infancia y la adolescencia: el gran triunfo*

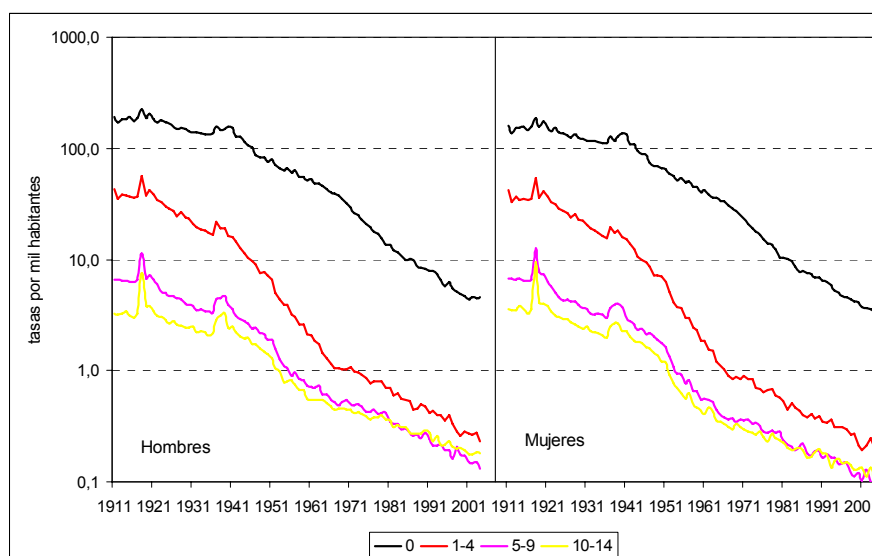
La supervivencia en los primeros años de vida ha sido objeto de un especial interés por parte de los demógrafos, de los epidemiólogos y de los historiadores de la población<sup>236</sup>. En esas edades son determinantes los factores relacionados con el entorno medioambiental, nutricional, social y económico, ofreciendo una visión general sobre las condiciones de salud a las que estaban expuestas las sociedades tradicionales que, en gran medida, pueden extrapolarse al resto de edades sobre las que, a menudo, no se dispone de una información tan precisa y detallada. Su historia refleja, por tanto, las transformaciones acaecidas en los factores de riesgo y en los determinantes de la salud durante la transición epidemiológica. Además, los niveles de mortalidad en la infancia han sido determinantes en la evolución de las expectativas de vida de la población hasta periodos muy recientes.

En las primeras décadas del siglo XX, la situación de la infancia en España se caracterizaba por unos altos riesgos de morir, en un contexto de claro retraso en relación con la senda de descenso emprendida por la mayoría de los países de la Europa Occidental y del Norte en la anterior centuria. En 1911-1912 la tasa de mortalidad del primer año de vida ascendía al 180 por mil en los niños y al 150 por mil en las niñas, mientras que en los infantes de 1 a 4 años se situaba alrededor del 40 por mil en ambos sexos (Gráfico 5.5). En la mortalidad de los lactantes destacaba el peso de la diarrea y la enteritis, alrededor del 30 por ciento de las defunciones, seguidas por las causas del aparato respiratorio (excluyendo la gripe y la neumonía) con un 15 por ciento, las perinatales con un 13 por ciento, y la meningitis con un 6 por ciento. En los infantes de 1 a 4 años las diarreas provocaban un tercio de las defunciones, las respiratorias y las propias de la primera infancia un 13 por ciento, y la meningitis un 10 por ciento (Gráfico 5.6). Es decir, un patrón epidemiológico que estaba dominado por las causas infeccioso-contagiosas, especialmente las de transmisión aérea y fecaloral, en un contexto de predominio de factores higiénicos, nutricionales y medioambientales.

---

<sup>236</sup> Véase, entre otros, R. Gómez Redondo (1992: *op. cit.*); E. Robles y L. Pozzi (1997: *La mortalidad infantil en los años de transición: una reflexión desde las experiencias italiana y española*); y D. Ramiro y A. Sanz Gimeno (1999: *Cambios estructurales en la mortalidad infantil y juvenil española, 1860-1990*)

Gráfico 5.5: Tasas, por mil habitantes, en la infancia y adolescencia. 1911-2004.



Fuente: elaboración propia.

En la segunda década del siglo pasado se constata una gran estabilidad tanto en los niveles como en la estructura de la mortalidad en la infancia, a excepción de la crisis que supuso la Gripe de 1918, más intensa en los niños de más edad que en los lactantes. Para el conjunto de ambos sexos, la tasa de 1918 respecto de la media de los dos años precedentes aumentó un 24 por ciento en los menores de 1 año, un 55 por ciento en los infantes de 1 a 4 años y un 86 por ciento en los niños de 5 a 9 años. En los años veinte y hasta la Guerra Civil, en el marco de una primera fase de modernización social y económica, y de preocupación por las condiciones higiénicas y de salubridad, se inició una fase de descenso de la que se beneficiaron más los niños que los lactantes. Entre 1921 y 1935 la tasa del primer año de vida se redujo un 25 por ciento y la del grupo de 1 a 4 años en más de la mitad. Entre los párvulos destacó el descenso de las causas infecciosas gastro-intestinales y de las propias de la primera infancia. Entre los niños, las diarreas, a pesar su reducción, continuaban constituyendo la principal causa de mortandad, con tasas alrededor del 40 por mil antes de la Guerra Civil.

A partir del segundo quinquenio de los años cuarenta, con mayor intensidad en la de los cincuenta, se retoma la senda descendente<sup>237</sup>. Entre 1942 y 1960 la mortalidad del primer año se redujo un 60 por ciento y la de 1 a 4 años un 85 por ciento. El control de la diarrea y la enteritis fue básico, ya que contribuyó al 45 por ciento del descenso de la tasa de mortalidad de los menores de 1 año y al 30 por ciento de la de los niños de 1 a 4 años. En los lactantes desempeñaron un papel básico la neumonía, las causas perinatales y las del aparato

<sup>237</sup> La penuria de los años de la autarquía afectó más a los niños que a los lactantes, ya que éstos se encontraban más protegidos ante las carestías por la lactancia materna (F. Viciano: 1988: *op. cit.*)

respiratorio con aportaciones al descenso total de un 10 por ciento cada una. La sinergia entre diversos factores explicaría ese descenso, entre ellos: el fin del racionamiento y la gradual mejora nutricional de la población<sup>238</sup>, las corrientes migratorias campo-ciudad, el aumento de los niveles educativos de las mujeres<sup>239</sup>, la reducción de la dimensión familiar por el descenso de la fecundidad durante los años de la posguerra<sup>240</sup>, la paulatina implantación de coberturas y de una red básica asistencial materno-infantil, la mayor capacitación de las madres en el cuidado de sus hijos<sup>241</sup>, y la progresiva apertura de España al exterior que permitió el acceso a nuevas terapias y fármacos.

A principios de la década de los sesenta la tasa de mortalidad del primer año de vida se situaba en el 51 por mil en los niños y en el 41 por mil en las niñas, y la de 1 a 4 años en el 2 por mil en ambos sexos. A pesar de los avances acaecidos en las dos décadas anteriores, esas cifras todavía eran de las más altas de los países occidentales, si exceptuamos Portugal. En esos años, los mínimos de mortalidad infantil, entre el 15 y el 20 por mil, se daban en los países nórdicos, mientras que en el Reino Unido eran del 22 por mil, en Francia del 27 por mil y en la República Federal de Alemania del 34 por mil. En las dos décadas siguientes se asiste a una nueva intensificación en el descenso de la mortalidad infantil por la sinergia entre factores de tipo socioeconómico, ligados a la etapa desarrollista del franquismo, y de tipo sociosanitario, como la educación materno-infantil y la implantación de una estructura de clínicas maternas en las capitales provinciales y en las grandes ciudades. En esos años culminó el grueso de la transición epidemiológica en esas edades, con una caída del 95 por ciento en la mortalidad por causas transmisibles del primer año de vida. Así, a principios de los años ochenta, España gozaba ya de una posición favorable entre los países de la Europa meridional, equiparable a los de la Europa continental, aunque todavía alejada de la de los países nórdicos.

---

<sup>238</sup> La producción de trigo en el quinquenio 1955-59 fue un 40 por ciento superior a la del periodo 1945-49, y la de leche un 45 por ciento (datos extraídos de C. Barciela et al.: 2005: "Sector agrario y pesca", en la obra colectiva *Estadísticas Históricas de España. Siglos XIX y XX*)

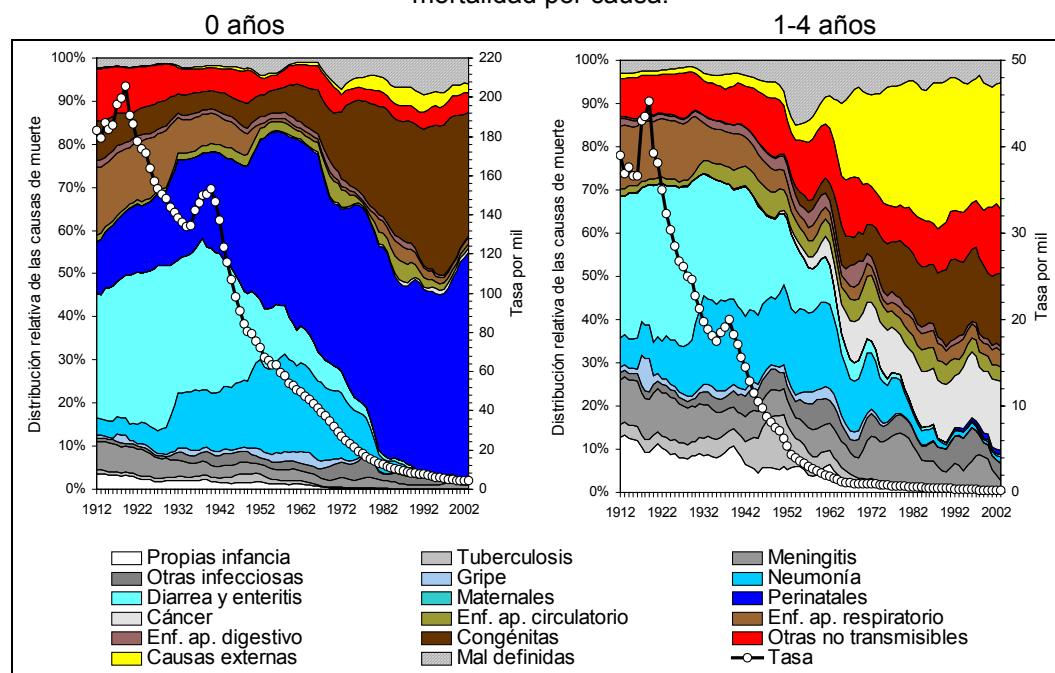
<sup>239</sup> J. C. Caldwell et al. han mostrado la existencia de una relación directa entre el aumento de los niveles educativos de las madres y la reducción de la mortalidad, ya que las madres escolarizadas tienen un mayor conocimiento y utilizan en mayor los servicios del sistema sanitario en el cuidado de sus hijos (1990: *What we know about Health Transition: the cultural, social and behavioural determinants of health*)

Según la Encuesta Sociodemográfica de 1991 el 27 por ciento de las españolas nacidas en el primer quinquenio del siglo XX eran analfabetas y el 39 por ciento nunca fueron escolarizadas; mientras que para las cohortes nacidas entre 1926-30 esos porcentajes se habían reducido al 11 y al 18 por ciento, por el impulso a la escolarización primaria de niñas durante el periodo de la II República.

<sup>240</sup> A mediados de los años veinte la fecundidad era de 4 hijos por mujer y en la segunda mitad de los cuarenta de 2,8 hijos, reduciéndose en el siguiente quinquenio a 2,5 hijos. El posterior aumento de finales de los años cincuenta a mediados de los setenta, con un máximo de 2,94 hijos en 1967, se produjo en un contexto sanitario, social y económico más favorable. (Datos de J. A. Fernández Córdón: 1977: *Étude démographique de la fécondité en Espagne, 1922-1974*)

<sup>241</sup> El primofranquismo implementó, a través de organismos como la Sección Femenina de la Falange, una estrategia que se reveló eficaz a corto plazo y poco costosa de divulgación de las normas básicas de higiene y puericultura entre las madres españolas que fue uno de los factores de la reducción de la mortalidad por diarreas (B. Echevarri: 2003: *La capacitación de las madres: el ejemplo de España en la posguerra: 1940-1950*)

Gráfico 5.6: Tasa de mortalidad de 0 y de 1 a 4 años, y distribución relativa del patrón de mortalidad por causa.



Nota: tendencia suavizada mediante una media móvil de tres términos centrada sobre el año de referencia.

Fuente: elaboración propia.

En las últimas décadas, la extensión de la prevención prenatal, la generalización de la atención materno-infantil y los avances científicos han permitido profundizar en la mejora de las posibilidades de supervivencia en el periodo perinatal y en los primeros días de vida<sup>242</sup>. La mortalidad infantil se situó por debajo del 10 por mil en las niñas desde 1983 y en los niños desde 1987, traspasando el umbral del 5 por mil en 1996 y 1999, respectivamente. Algunos autores consideran que las posibilidades de mejora son limitadas por debajo de 3 muertes por cada 1.000 nacidos vivos<sup>243</sup>, debido al peso de las causas relacionadas con malformaciones y anomalías congénitas. La trayectoria reciente de los países que, como Finlandia, Japón o Suecia, disfrutaban de una mayor supervivencia infantil apoyaría esa visión, ya que se observa una clara ralentización en la caída de las tasas y su estabilización al aproximarse a valores en torno del 3 por mil<sup>244</sup>. A pesar de ello, la persistencia de ciertas

<sup>242</sup> Desde principios de los años ochenta se observa un incremento en el número de días vividos por los muertos el primer año de vida, indicando que el progreso médico retrasa parte de las muertes más allá de las primeras semanas de vida, pero no las evita (R. Gómez Redondo: 1992: *op. cit.*)

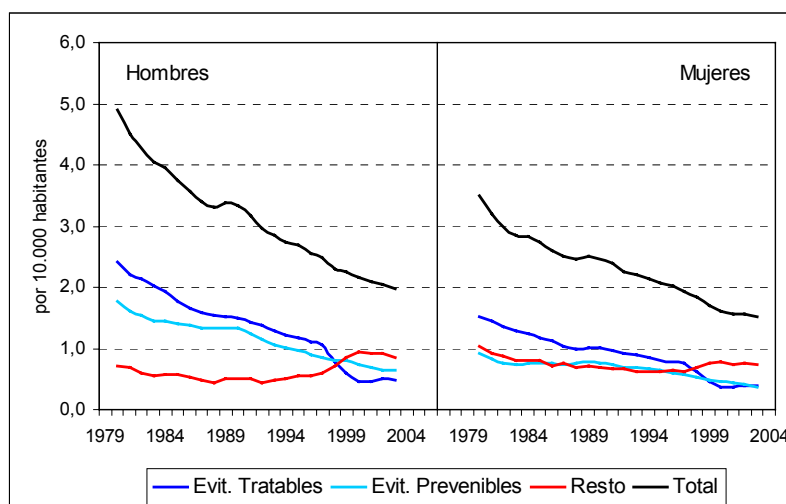
<sup>243</sup> G. Masuy-Stroobant (1992: *La mortalité infantile à l'est et à l'ouest. Similitudes et divergences*)

<sup>244</sup> La menor mortalidad infantil observada en algún país occidental corresponde a Islandia, por debajo del 3 por mil en algunos años, aunque la serie presenta fuertes oscilaciones anuales por el escaso número de eventos, lo que dificulta interpretar dichos valores en términos de tendencia. Los datos de los países occidentales provienen de la base de datos del Institut National d'Études Démographiques, *La conjoncture des pays développés en chiffres* ([www.ined.fr/fr/pop\\_chiffres/pays\\_developpes/](http://www.ined.fr/fr/pop_chiffres/pays_developpes/))

desigualdades sociales y territoriales en la mortalidad alrededor del momento del parto, indican que aún existe un cierto margen de actuación en el campo de la obstetricia, detectando e incidiendo sobre determinados grupos de riesgo<sup>245</sup>.

En relación con la mortalidad de los niños de 1 a 14 años se ha mantenido la tendencia descendente en las dos últimas décadas con una caída en la tasa estandarizada del orden del 60 por ciento en ambos sexos. En ese descenso han desempeñado un papel básico las medidas de orden sociosanitario, ya que la mayor parte se ha debido a la reducción de la mortalidad tratable por causas del aparato respiratorio y, en menor medida, de la leucemia, y a la mortalidad prevenible por causas externas, mientras que la trayectoria de las causas de consideradas como no evitables se ha mantenido constante (Gráfico 5.7).

Gráfico 5.7: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población de 1 a 4 años. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes.



Nota: Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005. Media de los valores de tres años centrada en el año de referencia.

Fuente: elaboración propia.

<sup>245</sup> Las muertes fetales tardías (embarazos de más de 180 días de gestación que no culminan en un nacido vivo) permiten acercarse a esas desigualdades ya que se dispone de variables contextuales de las madres que permiten relacionar esas muertes con los nacidos vivos. En 2003-2004 la tasa de muertes fetales tardías por 1.000 nacidos era en España del 3,3 por mil, variando en función de un conjunto de características de los padres, como el estado civil de las madres, con una tasa del 2,7 por mil en las casadas y del 5 por mil en las no casadas. Esas cifras son una primera aproximación al fenómeno, ya que el análisis debería realizarse a partir de modelos multivariantes o, como mínimo, controlando la edad de la madre, ya que ésta influye en la madurez y el peso del feto. A partir de las tablas publicadas por el INE sobre mortalidad fetal tardía se ha realizado una estandarización de las variables actividad económica y estado civil de la madre. Una vez controlada la variable edad de la madre, los resultados han mostrado que las mujeres casadas tenían una tasa significativamente menor que las no casadas, mientras que la de las inactivas era superior a la de las activas.

Actualmente, los niveles de mortalidad en esas edades son muy bajos, del 2,5 por diez mil de 1 a 4 años y del 1,4 por diez mil de 4 a 14 años, pero persiste un margen de actuación, ya que casi la mitad de las defunciones corresponden a causas evitables. En este sentido, uno de los aspectos que genera una mayor preocupación es el creciente peso que han adquirido las causas externas, responsables del 27 por ciento de las muertes de 1 a 4 años y del 35 por ciento de las de 5 a 14 años en 2003-2004<sup>246</sup>.

En los párrafos anteriores se ha constatado el extraordinario avance experimentado a lo largo del siglo XX en la supervivencia de los niños españoles, al reducirse la mortalidad del primer año de vida en un 98 por ciento, la de 1 a 4 años en un 99,5 por ciento y la de 5 a 14 años en un 97 por ciento. En términos absolutos equivale a 160 supervivientes más por cada mil menores de 1 año, a 40 más en los niños de 1 a 4 años, a 6 más en los de 5 a 9 años, y a 4 más en los de 10 a 14 años. Su impacto sobre los años vividos por la población española ha trascendido esta etapa del ciclo vital, proyectándose al resto de edades, ya que ha permitido que más individuos pudiese beneficiarse de los progresos que se iban a producir durante la segunda mitad del siglo en la supervivencia de las edades maduras y avanzadas.

### 5.2.2 *Las edades adultas-jóvenes: nuevos factores de riesgo*

La evolución de la mortalidad en las edades adultas más jóvenes son un claro ejemplo de cómo se van transformando los factores de riesgo durante la transición epidemiológica, desapareciendo unos, surgiendo otros. A principios del siglo XX dominaban las causas infecciosas, especialmente la tuberculosis, y en las mujeres también las relacionadas con la reproducción. En los periodos más recientes han adquirido relevancia los comportamientos individuales y de los estilos de vida asociados a factores de riesgo propios de las sociedades industrializadas. Cómo en esta etapa de la vida los factores de tipo biológico son menos determinantes que en la infancia y en la ancianidad, la reducción de esos riesgos constituye un objetivo prioritario de las políticas de salud, al estar relacionados con causas de muerte que se consideran social y/o sanitariamente evitables.

La tendencia a largo plazo de las tasas se ajusta al esquema de relativa estabilidad, con fuertes oscilaciones, en la segunda década del siglo pasado y de descenso hasta los años cincuenta, una vez superada la ruptura de la Guerra Civil (Gráfico 5.8). Lo peculiar de estas edades es que en la segunda mitad del siglo XX se truncó la senda descendente en los hombres, inicialmente por una etapa de estabilización en las décadas de los sesenta y de los setenta, posteriormente por una “crisis” de mortalidad que abarcó desde principios de los

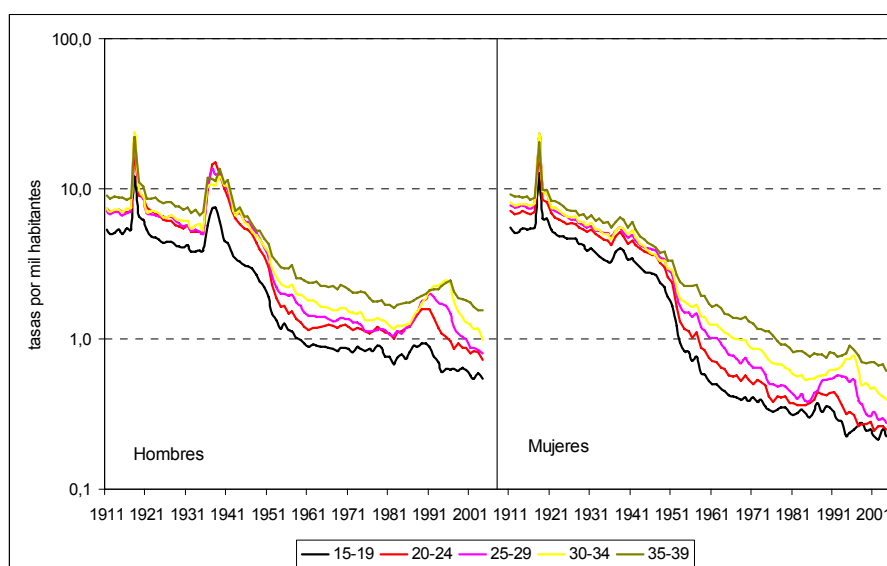
---

<sup>246</sup> Véase, por ejemplo, J. Arnau y X. Salvado (1993: *Mortalitat per causes externes en la infància: Catalunya, 1983-1991*)



años ochenta a mediados de los noventa, afectando en un primer momento a los grupos más jóvenes, para desplazarse posteriormente a los de más edad. En la población femenina esas tendencias han sido menos acentuadas, se han localizado desplazadas temporalmente, y con unos niveles inferiores a los de sus coetáneos masculinos. En estas edades se ha producido el mayor incremento de la sobremortalidad masculina, ya que a principios del siglo XX las tasas de mortalidad de ambos sexos eran relativamente parejas, mientras nueve décadas después las tasas masculinas superan a las femeninas en un 190 por ciento en el grupo de 20 a 29 años y en 150 por ciento en el de 30 a 39 años.

Gráfico 5.8: Tasas, por mil habitantes, en las edades adultas jóvenes. 1911-2004.

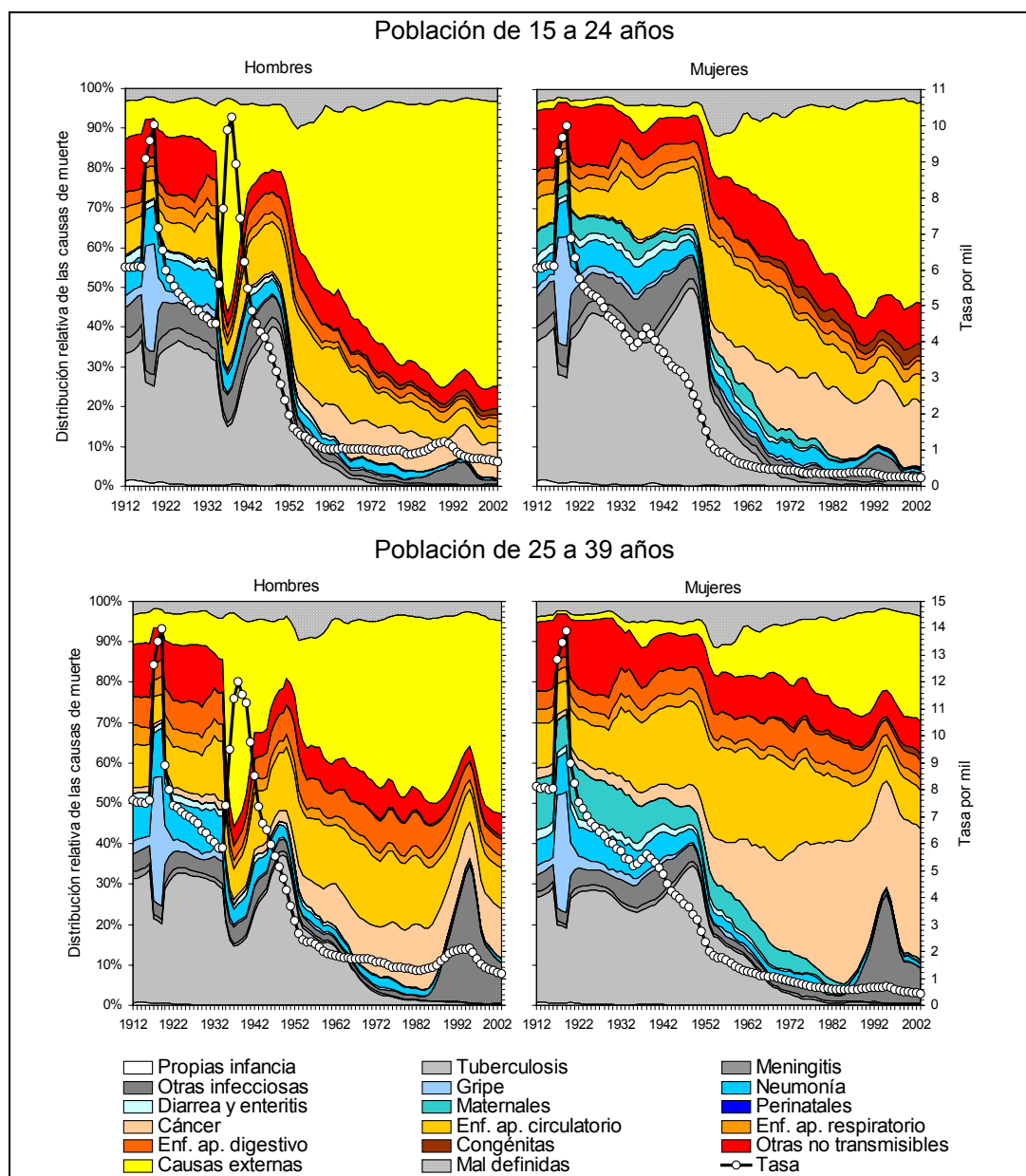


Fuente: elaboración propia.

En el bienio 1911-12 las tasas presentaban un perfil ascendente con la edad, con un mínimo en el grupo de 15-19 años, alrededor del 5 por mil en ambos sexos, y un máximo en el de 35 a 39 años, entorno del 9 por mil. En los siguientes años, el nivel de base de las tasas se mantuvo estable y aumentó bruscamente a raíz de la epidemia de 1918, caracterizada por su elevada incidencia en estas edades<sup>247</sup>. En los años de la dictadura de Primo de Rivera y de la II República, tal como se constató también en los infantes, se asistió a una primera fase de descenso de las tasas de mortalidad, del orden del 25 por ciento en los hombres y del 30 por ciento en las mujeres. A excepción de la Gripe de 1918 no se produjeron alteraciones significativas en el patrón epidemiológico (Gráfico 5.9).

<sup>247</sup> En ambos sexos, la tasa de mortalidad de 25-29 y de 30-34 años de 1918 fue más de un 200 por ciento superior a la media observada en los tres años anteriores.

Gráfico 5.9: Tasas de mortalidad de adultos-jóvenes y patrón de mortalidad por causa.



La tuberculosis, principal problema de salud pública en esos años, dominaba la estructura de la mortalidad en estas edades, incidiendo en el imaginario colectivo por sus repercusiones sobre el ámbito familiar y reproductivo (viudedad, orfandad<sup>248</sup>...), y sobre el laboral y

<sup>248</sup> El 14 por ciento de los nacidos en la primera década del siglo XX quedaron huérfanos de padre antes de los 15 años, siendo aún del 8 por ciento para los nacidos de 1941 a 1945 (J. Pérez: 2001;

económico, al mermar la salud y la supervivencia de los trabajadores jóvenes. A pesar de la reducción de las tasas de mortalidad por tuberculosis, del 35 por ciento entre 1911 y 1934, a mediados de los años treinta todavía representaban una tercera parte de las defunciones masculinas de 20 a 39 años y una cuarta parte de las femeninas. En esos años los riesgos de morir por causas ligadas a la maternidad se redujeron a la mitad, lo que permitió que la ratio de mortalidad entre sexos se invirtiese a favor de las mujeres desde principios de los años veinte.

La Guerra Civil trastocó la tendencia anterior y prolongó sus efectos durante más de una década, como se aprecia en el claro abultamiento que presentan las series de las tasas de mortalidad durante los años cuarenta y principios de los cincuenta. Fueron años marcados por la represión política y social, por la reconstrucción de las infraestructuras maltrechas por la contienda, y por un modelo económico orientado a la autosuficiencia con una estructura laboral de baja cualificación en un entorno de pésimas condiciones laborales. Estos factores explicarían que los niveles de mortalidad por causa externa se recuperasen en las mujeres en 1943, mientras que en los hombres hubo que esperar hasta principios de la década de los cincuenta. Además, las condiciones higiénicas y de alojamiento, junto con la penuria del primofranquismo, los años del racionamiento y del estraperlo, frenaron la tendencia de descenso de las enfermedades infeccioso-contagiosas, llegando a producirse un repunte en las tasas de mortalidad por tuberculosis, en las que incidió también el lapsus entre la primoinfección, acaecida en los años de la contienda y/o en el hacinamiento de las cárceles, y la manifestación final de la enfermedad. La mejora del contexto económico en los años cincuenta y el acceso a nuevos fármacos permitieron una fuerte caída de la mortalidad por tuberculosis, del orden del 85 por ciento en ambos sexos en dicho decenio, cuyo impacto sobre los niveles agregados de mortalidad fue determinante, ya que explica un 60 por ciento de la caída de la tasa total de mortalidad de 20 a 39 años.

A partir de los años sesenta se entró en una fase caracterizada por una divergencia en la trayectoria de las tasas según el sexo, al estabilizarse las masculinas y mantenerse la senda descendente, aunque a menor ritmo, de las femeninas. Esa divergencia se constata en la ratio de sobremortalidad masculina entre los 20 y los 39 años que pasó del 45 por ciento de 1960 al 105 por ciento de 1974. ¿Qué factores frenaron la caída de las tasas masculinas? A partir de un estudio sobre la transición sanitaria en Andalucía, F. Viciano considera que las causas estarían relacionados con disfunciones ligadas al modelo de desarrollo económico de esos años que detonó una oleada masiva de emigración de jóvenes trabajadores del campo a la ciudad, en un contexto político y social caracterizado por una nula preocupación por las condiciones de trabajo, y por la concentración de los flujos migratorios en las periferias de las grandes ciudades, con la creación de barriadas satélites con grandes déficits de vivienda y de equipamientos sociales y sanitarios, y en las áreas más degradadas de los centros

---

*Transformaciones sociodemográficas en los recorridos hacia la madurez. Las generaciones españolas 1906-1945.)*

urbanos<sup>249</sup>. No resulta fácil cuantificar dichos factores, pero una serie de datos, aunque sólo disponibles para el conjunto de la población, permiten una aproximación a algunas de esas realidades:

- 1) Los déficits de habitabilidad, vivienda y equipamientos fueron objeto de una especial atención en los informes oficiales elaborados en el marco del Plan de Desarrollo Económico y Social de los años 1964 a 1967. En dichos informes se realizaron, a partir de los datos del Censo de 1960, diversas estimaciones sobre carencias en viviendas, a partir de tres tipologías. La primera, de “alojamientos” que no reunían las condiciones técnicas y sociales mínimas para ser consideradas viviendas, en los que habitaban 100.000 hogares considerando sólo aquellos municipios mayores de 10.000 habitantes. La segunda, de suburbios interiores en barrios viejos y pobres habitados por familias que subarrendaban o alquilaban algunas estancias de la vivienda a bajo coste, con una estimación para el total nacional superior a los 200.000 hogares. Finalmente, la tercera, sin cuantificar, de barriadas satélites y de absorción con graves déficits de equipamientos y servicios destinadas a población de bajo nivel de ingresos<sup>250</sup>.
- 2) En relación con la siniestralidad laboral entre 1955 y 1974 se registró un fuerte incremento de los accidentes de trabajo, de una media anual inferior al medio millón en el periodo 1951-1956, a valores entorno de un millón por año entre 1957 y 1975. La transferencia de mano de obra poco capacitada del sector primario al secundario y el acelerado proceso de mecanización de la industria, con un significativo papel de la industria pesada, provocaron ese aumento de los accidentes laborales y explicarían también su mayor incidencia entre el colectivo de los trabajadores más jóvenes. Las muertes por accidentes laborales pasaron de una media anual entorno de los 500 muertos a mediados de los años cincuenta a los casi 2.700 del año 1973. Si relacionamos dichas defunciones con el contingente de población ocupada la tasa de mortalidad laboral a mediados de los años setenta más que duplicaba la del bienio 1999-2000. Sus efectos sociales y económicos impulsaron la adopción de un conjunto de medidas normativas, entre las que cabe destacar un Plan Nacional de Higiene y Seguridad en el Trabajo, aunque sus efectos debieron ser limitados por la subordinación del sistema de representación institucional de los trabajadores, por el escaso desarrollo de los instrumentos de inspección y por la ausencia de medidas sancionadores eficaces.

Para analizar este periodo con más detalle se ha representado la evolución de las tasas de mortalidad estandarizadas por causas y sexo de 20 a 39 años entre 1945 y 1975. En el Gráfico 5.10 se constata que el nivel y la tendencia de las tasas agregadas de mortalidad estuvieron determinadas hasta finales de los años cincuenta por la evolución de la tuberculosis. La reducción de esa causa infecciosa, unida al resto de enfermedades

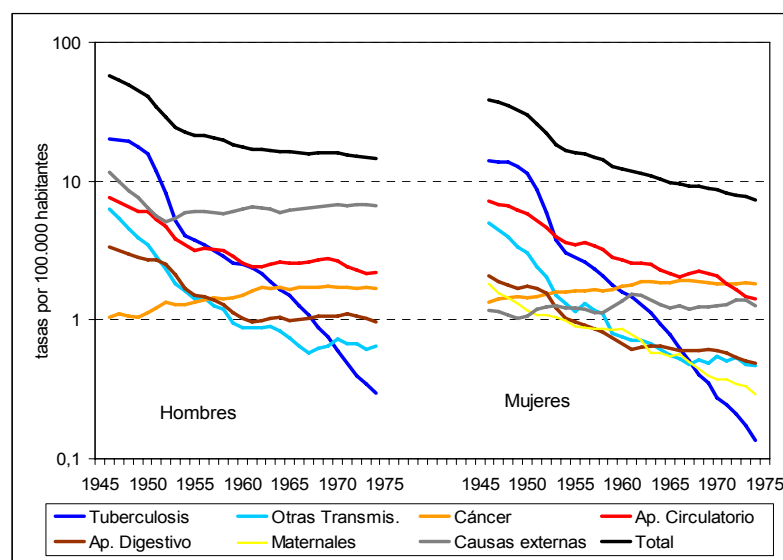
---

<sup>249</sup> Esta hipótesis se ve parcialmente confirmada a partir de la evolución de las estructuras de la mortalidad de las provincias andaluzas. Un elemento iría a favor: las tasas más elevadas se daban en las provincias receptoras de migrantes en sus núcleos urbanos, como Sevilla y Málaga, y las más bajas en las expulsoras, como Jaén y Málaga. Otro iría en detrimento: el estancamiento fue generalizado en todas las provincias con independencia del nivel de sus tasas y de sus características socio-económicas (F. Viciano: 1998: *op. cit.*)

<sup>250</sup> Comisaría del Plan de Desarrollo Económico y Social (1964: *Factores humanos y sociales. Anexo al Plan de Desarrollo Económico y Social, 1964-1967*)

transmisibles, modificó la estructura interna de la mortalidad en las edades adultas jóvenes, aflorando su tendencia subyacente. En los hombres aumentó el peso de las causas externas y, en menor medida, de las del aparato circulatorio y digestivo, que eran las que presentaban una trayectoria menos favorable. Por el contrario, en las mujeres las tasas agregadas continuaron descendiendo ya que su patrón de morbimortalidad de base, una vez mitigada la mortalidad transmisible, era diferente: a) las causas externas tenían una menor incidencia; b) las enfermedades de los aparatos circulatorio y digestivo, a diferencia de los hombres, presentaban una tendencia más positiva; y, c) la reducción del remanente de mortalidad reproductiva reforzó esas tendencias.

Gráfico 5.10: Tasas de mortalidad por causa de 25 a 39 años. Por 100.000 habitantes



Nota: en el grupo de otras causas transmisibles se incluye la gripe y la neumonía. Media de tres años.

Fuente: elaboración propia.

En los últimos quinquenios ha surgido una nueva etapa, más compleja, caracterizada por una “crisis” de mortalidad en los adultos jóvenes, especialmente en los hombres. Este proceso también se ha dado en otros países europeos y se relaciona con aspectos ligados a la propia modernización económica y social, y a los cambios culturales y en los estilos de vida que conlleva, especialmente entre los jóvenes<sup>251</sup>. La situación política y social de España provocó que esos factores se manifestasen más tardíamente y coincidiesen con una etapa de profundos cambios ideológicos y culturales, de ruptura con los valores imperantes,

<sup>251</sup> Para un análisis de las tendencias recientes de la mortalidad adulta-joven en algunas Comunidades Autónomas véase R. Génova (1996: *La mortalidad juvenil en la Comunidad de Madrid*), o M. Ruiz et al (1997: *La mortalidad en jóvenes y su impacto sobre la evolución de la esperanza de vida en Andalucía durante el período 1980-1992*)

en la que los deseos y las aspiraciones de los jóvenes españoles se vieron en gran medida frustrados por un entorno económico desfavorable<sup>252</sup>. El impacto de la crisis económica internacional en la segunda mitad de los años setenta y los consiguientes procesos de reconversión de la estructura productiva española emprendidos en la década de los ochenta provocaron un crecimiento acelerado del desempleo. Según datos de la EPA, el porcentaje de parados aumentó de forma sostenida del 4,3 por ciento del III trimestre de 1976 al 21,3 por ciento de idéntico trimestre de 1985. La desocupación en los menores de 25 años superó el 35 por ciento durante el periodo 1982-87, alcanzándose un máximo del 47,4 por ciento en 1985. El descenso del paro, sobre todo del masculino, en la segunda mitad de los ochenta se vio truncado a principios de los años noventa, al entrar la economía española en un nuevo ciclo recesivo, alcanzándose tasas de desempleo en 1994 del 24 por ciento para el conjunto de los activos y del 45 por ciento en el colectivo de los menores de 25 años<sup>253</sup>.

Las causas de muerte que contribuyeron el incremento de las tasas de mortalidad fueron los accidentes de tráfico, la aparición de la patología del SIDA, y las relacionadas con el consumo de drogas, que coadyuvaban al incremento de las anteriores, además de otras causas externas, como los suicidios (Gráfico 5.11):

- Accidentes de tráfico. La mortalidad por accidentes de tráfico presenta en España una tendencia de crecimiento sostenido hasta mediados de los años setenta coincidiendo con el acceso al transporte privado por parte de amplias capas de la población. En esa fase la mayor siniestralidad se localizó en la población en edad adulta y madura, ya que la disponibilidad de vehículo era básicamente familiar. En la segunda mitad de los años setenta se inició una fase de retroceso, que se truncó en los años ochenta por la entrada en una segunda fase de incremento de la siniestralidad. A diferencia de la anterior, en esta etapa afectó con mayor intensidad al colectivo de adultos-jóvenes, especialmente a los hombres y a los grupos más jóvenes. Entre 1982 y 1990 la tasa de mortalidad masculina por accidentes de tráfico en el grupo de 15 a 24 años pasó del 2,5 al 5,5 por diez mil, representando algo más del 40 por ciento del total de las defunciones. En las mujeres el incremento relativo también fue importante, del 94 por ciento, aunque los riesgos de morir eran una cuarta parte de los masculinos. Esa “epidemia” también incidió en los adultos de 25 a 39 años, aumentando las tasas masculinas un 94 por ciento y las femeninas un 86 por ciento. Entre las causas que se aducen algunas son estructurales y afectan por igual al conjunto de la población, como la tipología y las deficiencias de la red viaria, o la obsolescencia del parque automovilístico, mientras que otras explican su mayor incidencia en el colectivo de los adultos jóvenes, como la extensión de la cultura del automóvil como signo de independencia, las nuevas pautas de ocio y diversión, la mayor disponibilidad de vehículo propio, o la “motorización” del parque rodante<sup>254</sup>.

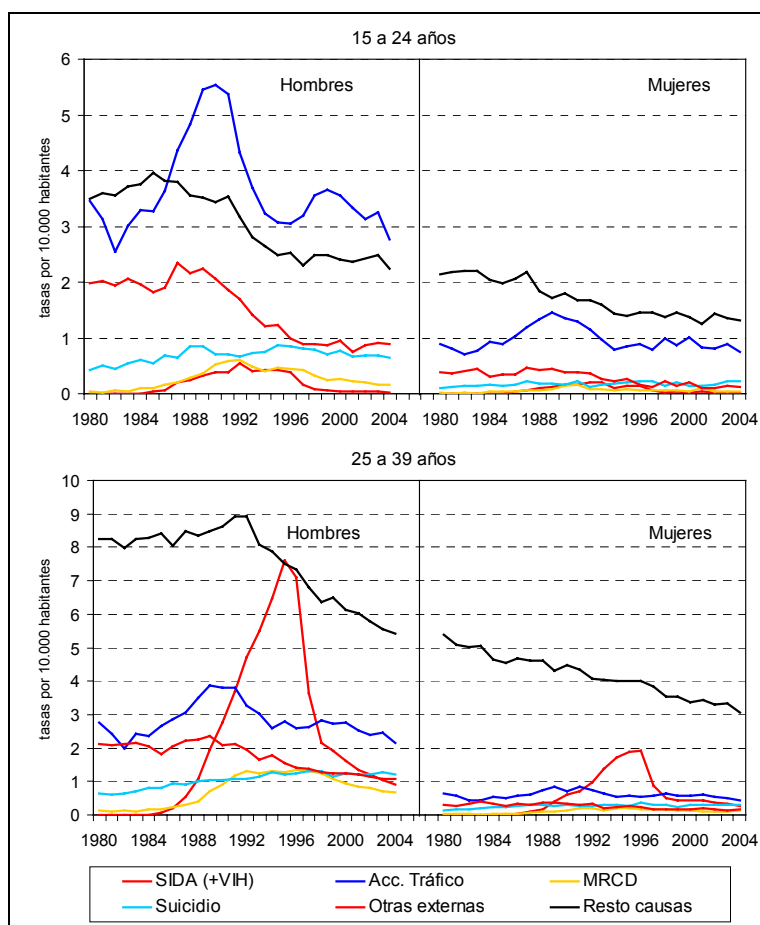
---

<sup>252</sup> Gómez Redondo, R. y Boe, C. (2005: *Decomposition analysis of Spanish life expectancy at birth*)

<sup>253</sup> Los últimos años se han caracterizado por una nueva fase expansiva de generación de empleo, lo que ha permitido reducir la tasa de paro total al 8,4 por ciento y la de menores de 25 años al 18 por ciento en el tercer trimestre de 2005 (los datos corresponden a Principales Resultados Nacionales de la Encuesta de Población Activa del INE, disponibles en [www.ine.es/inebase/](http://www.ine.es/inebase/))

<sup>254</sup> Entre 1980 y 1992 el censo de titulares de licencias de ciclomotores aumentó en más de 700.000 personas, de 1,42 a 2,13 millones. En 1989-92 se matricularon más de cien mil motocicletas/año, con

Gráfico 5.11: Tasas de mortalidad por causa 15-24 y 25-39 años. España. 1980-2004.



Fuente: elaboración propia.

- SIDA. La mortalidad por SIDA se ha caracterizado por una trayectoria claramente alcista hasta mediados de la década de los noventa, especialmente acusada entre los adultos de 25 a 39 años, al ser el colectivo con mayores prácticas de riesgo en un contexto inicial de desconocimiento de la naturaleza y de los mecanismos de transmisión de la enfermedad. Debido a las características de esta patología, los máximos de mortalidad se dieron en 1995 con tasas en este grupo de edad del 7,6 por diez mil en los hombres y del 1,9 por diez mil en las mujeres, lo que equivalía a una tercera parte del total de las defunciones de los adultos jóvenes españoles de sexo masculino y una cuarta parte de las de sexo femenino, con ratio de cuatro muertes masculinas por cada defunción femenina. El periodo de latencia de la enfermedad y la mayor supervivencia temporal una vez contraída fueron provocando un desplazamiento del grupo de edad de mayor mortalidad a medida que las cohortes más afectadas se desplazaban a edades superiores. Ese efecto generacional provocó un cambio en su estructura por edades: en la segunda mitad de la década de los ochenta las tasas de

máximos de 120.000 en 1990 y 1991; mientras que las de turismo se estabilizaron, e incluso retrocedieron (DGT: 1998: *Anuario Estadístico General*)

mortalidad más altas se localizaron en el grupo de 25 a 29 años, en el primer quinquenio de los noventa en el de 30 a 34 años, y hoy en día afectan al de 35 a 39 años. La evolución del SIDA en España en comparación con la mayoría de los países occidentales presenta dos singularidades: su alta incidencia y su mecanismo de contagio. A mediados de los años noventa la tasa estandarizada de mortalidad masculina por SIDA en España era la más alta de los países de la UE-15, duplicando la observada en Francia e Italia, y diez veces superior a la de los países nórdicos, como Finlandia o Suecia. Si bien en las mujeres también era la más elevada, su nivel era claramente inferior al de los hombres y sus diferenciales con otros países europeos, como Francia e Italia, eran inferiores<sup>255</sup>. En parte esa mayor incidencia se relaciona con el papel del consumo de drogas como vector de transmisión de la enfermedad, ya que de los 33.761 casos de SIDA notificados entre 1990 y 1995, el 67 por ciento fue a usuarios de estupefacientes por vía parental y el 14 por ciento a homo/bisexuales<sup>256</sup>.

- Drogodependencias. Las muertes de 15 a 39 años directamente relacionadas con el consumo de drogas (MRCD)<sup>257</sup> ascendían a principios de los años ochenta a unas 50 anuales de promedio en los hombres y a unas 15 en las mujeres, mientras que en el periodo 1991-98 se superaron las 700 anuales en los hombres y se situaron en el rango de las 90-120 en las mujeres.
- Suicidios. En los adultos-jóvenes españoles, entre 15 y 30 años, aumentaron las tasas de mortalidad por suicidios y las lesiones autoinflingidas, pasando del 0,5 al 1,1 por diez mil en los hombres y del 0,1 al 0,3 por diez mil en las mujeres entre 1982 y 1996. Esa causa representaba a mediados de los años noventa una décima parte del total de las defunciones de jóvenes españoles de 20 a 24 años.

El conjunto de esas cuatro causas explica el ascenso de la mortalidad en la década de los ochenta, ya que el grupo que engloba al resto de causas presentó una evolución favorable en las mujeres durante todo el periodo y en los hombres desde finales de los años ochenta. En términos de mortalidad agregada, la tasa de 20 a 24 años aumentó un 43 por ciento en los hombres y un 15 por ciento en las mujeres. La evolución aún fue más negativa en el grupo de 30 a 34 años y, además, se prolongó hasta periodos más recientes, debido a la trayectoria del SIDA. En esas edades, la tasa de mortalidad de 1995 fue un 86 por ciento superior a la de 1980 en los hombres y un 22 por ciento en las mujeres. El mayor impacto en la población masculina se encuentra en la base del importante incremento que se produjo en las desigualdades de vida entre sexos en ese periodo, con un diferencial máximo de esperanza de vida al nacer de 7,3 años en 1992.

---

<sup>255</sup> Datos de EUROSTAT ([www.eurostat.int](http://www.eurostat.int))

<sup>256</sup> Registro Nacional de Casos de Sida (<http://cne.isciii.es/htdocs/sida/>)

<sup>257</sup> Se han considerado como muertes directamente relacionadas con el consumo de drogas las de los epígrafes de las CIEs "trastornos mentales asociados al consumo de alcohol y drogas", y "envenenamientos accidentales por psicofármacos y abuso de drogas" de las CIEs. Esta tipología difiere de la utilizada en sus estudios por el Observatorio Español sobre Drogas, ya que este organismo excluye los trastornos mentales ocasionados por el consumo de alcohol, pero incluye los envenenamientos intencionados por consumo de drogas, que hemos considerado en la categoría de suicidios (Observatorio Español sobre Drogas: 2004: *Informe 2004*)



A partir de la primera mitad de los años noventa se constata una ruptura en la tendencia alcista de las tasas de mortalidad. En respuesta a la “epidemia” de muertes por accidentes de tráfico se adoptaron una serie de medidas tendentes a erradicar factores de riesgo en la conducción, especialmente en los conductores más jóvenes, como el exceso de velocidad o la ingesta de alcohol, o la obligatoriedad del uso del cinturón de seguridad y del casco en ciclomotores<sup>258</sup>. Junto a la acción normativa y reglamentaria, se diseñaron campañas de seguridad vial, se adoptaron incentivos fiscales para la renovación del parque automovilístico (planes RENOVE y PREVER), se realizaron actuaciones en la red viaria, duplicándose las carreteras de doble calzada y aumentando un 60 por ciento la longitud de la red de autovías y autopistas, y se profundizó en las medidas de intervención sanitaria en caso de accidente. Esas medidas han permitido reducir de forma significativa los accidentes mortales, con una caída de las tasas del 20 por ciento en ambos sexos en los últimos diez años. No obstante, la elevada tasa de accidentes mortales de tráfico en España en relación con la observada en otros países europeos, como Países Bajos o Suecia, el repunte de la siniestralidad a finales de los años noventa en los adultos más jóvenes, y la persistencia de comportamientos de riesgo al volante<sup>259</sup> pusieron de manifiesto la necesidad de intensificar las políticas de seguridad vial desde una triple faceta de concienciación, de prevención y de control.

Paralelamente, las campañas de prevención del SIDA, un mayor conocimiento por parte de la población de los mecanismos de transmisión, y los avances médicos, con tratamientos antirretrovirales de alta eficacia desde 1996, permitieron un descenso tanto de su incidencia como de su mortalidad. En los primeros años de este siglo, la notificación de nuevos casos de SIDA ha sido un 55 por ciento inferior respecto de la media del primer quinquenio de los años noventa. Desde 1996 la tasa de mortalidad en los jóvenes de 20 a 24 años se ha reducido un 95 por ciento en ambos sexos y un 75 por ciento en la población de 35 a 39 años. Paralelamente, las defunciones que pueden ser directamente atribuibles al consumo de estupefacientes presentaron también una trayectoria más favorable, aunque no ha sucedido lo mismo con las tasas de mortalidad por suicidio, que se han estabilizado en valores similares a los de mediados de la década de los noventa. Esas tendencias, unido al comportamiento favorable de las otras causas, han permitido que en la última década se retome la senda descendente en la mortalidad, situándose en el bienio 2003-2004 la tasa de 15 a 24 años en el 7,1 por diez mil en los hombres y en el 2,5 por diez mil en las mujeres, y la de 25 a 39 años en el 11,8 y en el 4,5 por diez mil, respectivamente.

Esta evolución ha dejado su impronta en las curvas de las probabilidades de morir de las tablas de mortalidad masculinas. La sobremortalidad adulta-joven se acrecentó en los años

---

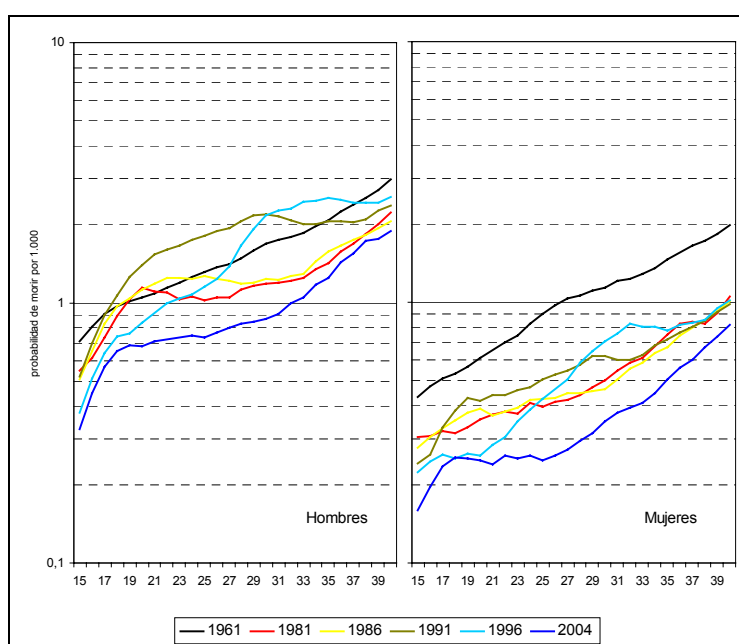
<sup>258</sup> La inflexión coincide con la promulgación de la Ley sobre Tráfico, Circulación de Vehículos y Seguridad Vial de 1990, y el posterior desarrollo de diferentes reglamentos sancionadores y su reforma parcial en 2003. Una síntesis de las disposiciones normativas y de las principales series estadísticas en Dirección General de Tráfico (2003: *Seguridad vial en España. Informe 2003*)

<sup>259</sup> Un ejemplo es la relación entre ingesta de alcohol y accidentes de tráfico. En 2002 el 40 por ciento de los conductores fallecidos en accidente presentaba niveles de alcoholemia positivos, y cuatro de cada diez superaba el límite de embriaguez (Observatorio Español sobre Drogas: 2002: *op. cit.*)

ochenta y principios de los noventa, surgiendo una protuberancia en el perfil de los cocientes de mortalidad en estas edades que se fue desplazando paulatinamente a edades superiores (Gráfico 5.12). En este sentido, no deja de ser significativo que el riesgo de morir de un joven español en las edades adultas más jóvenes fuese en el año 1991 superior al de principios de los años sesenta, es decir en los años en que se había controlado en gran medida la mortalidad tuberculosa, sucediendo idéntico fenómeno en los grupos de edad superiores en 1996. En las últimas tablas de mortalidad, las de 2004, se aprecia ya el cambio de tendencia, pues los riesgos de morir son menores y, además, se caracterizan por una contracción de la franja de edades sobre las que incide la sobremortalidad. En las mujeres, las curvas de los cocientes a finales de los ochenta y en la primera mitad de los noventa presentan unas trayectorias de evolución muy similares a las de los hombres, aunque con unos niveles inferiores, situándose claramente por debajo de los riesgos observados a principios de los años sesenta. Al igual que en sus coetáneos masculinos se aprecia la substancial mejora acaecida en los riesgos de morir durante los primeros años de este siglo.

---

Gráfico 5.12: Probabilidades de morir entre los 15 y los 40. España.

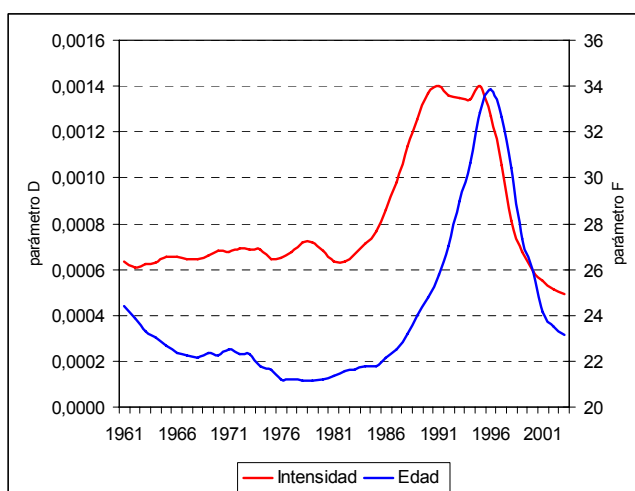


Fuente: elaboración propia.

Las trayectorias de los cocientes masculinos se han sintetizado observando la evolución entre 1960 y 2004 de los parámetros de sobremortalidad adulta-joven de la función de ajuste 3 de Heligman-Pollard (Gráfico 5.13). El valor del parámetro D, que cuantifica su intensidad, se caracteriza por una gran estabilidad desde principios de los años sesenta hasta los años ochenta, reflejando la existencia de un nivel de mortalidad de base al desaparecer gran parte de la mortalidad infecto-contagiosa. En los años ochenta su valor aumentó abruptamente, al duplicarse en menos de diez años, y permaneció elevado hasta mediados de los años noventa. En el último decenio se ha reducido rápidamente, situándose en la actualidad por

debajo de los valores de principios de los años sesenta. Por su parte, el parámetro F, que indica la edad de mayor sobremortalidad adulta-joven, muestra el cambio acaecido en su estructura interna. En las primeras décadas la edad de mayor mortalidad se redujo, en términos de la función de ajuste, de los 23-24 años de principios de los sesenta a los 21,5 años de la segunda mitad de los setenta. A partir de mediados de los años ochenta se incrementó rápidamente hasta un máximo de 33 años en 1996, debido al desplazamiento de las cohortes más afectadas por el SIDA a esas edades. En el último periodo se ha reducido la edad de mayor sobremortalidad, hasta los 23 años, reflejando el peso de las causas externas, especialmente de los accidentes de tráfico, en los adultos más jóvenes.

Gráfico 5.13: Parámetros D y F de las tablas de mortalidad. España. Hombres. 1961-2004.



Nota: el valor de un año corresponde a la media del trienio centrado en el año de referencia. Tablas de mortalidad ajustadas mediante la función 3 de Heligman-Pollard.

Fuente: elaboración propia.

Los anteriores datos han mostrado el fuerte incremento en los riesgos de morir de los adultos-jóvenes a finales del siglo pasado, pero ¿cuál fue su impacto directo?, o en otras palabras, ¿qué pérdidas de vidas comportó? Si bien los riesgos en estas edades son bajos, su impacto es muy significativo tanto en términos emocionales y familiares, de pérdida de hijos adolescentes y de ruptura de parejas jóvenes, como sociales y económicos, al truncar en sus inicios la vida reproductiva y laboral<sup>260</sup>. Para cuantificarlo se ha realizado un ejercicio, teórico pero ilustrativo, consistente en comparar las defunciones registradas en distintos años con las que se hubiesen producido de haberse mantenido constante el nivel y la estructura de la mortalidad de principios de los años ochenta (tabla 5.1). En los jóvenes españoles de 15 a 24 años el mayor exceso de defunciones se dio en 1990, básicamente por accidentes de

<sup>260</sup> R. Gómez Redondo adjetiviza el periodo como de “juventud menguada” (1995: *Vejez prolongada y juventud menguada. Tendencias en la evolución de la esperanza de vida, 1970-1990*)

tráfico, con 742 muertes más en los hombres y 163 más en las mujeres. En la primera mitad de los años noventa destacó el papel del consumo de drogas como factor de riesgo, bien directo de la muerte, bien como vía de transmisión de determinadas enfermedades. En los años más recientes, la reducción de la mortalidad por SIDA, por consumo de drogas y por accidentes de tráfico, unido al descenso del resto de causas, provoca que el número de defunciones sea inferior al esperado con los niveles de mortalidad de 1980-81, aunque en el último año se observa un ligero repunte de las pérdidas por accidentes de tráfico.

Tabla 5.3: Exceso o déficit de defunciones en distintos años comparado con un estándar basado en las tasas de mortalidad de 1980-81. España.

		Hombres				Mujeres			
		1985	1990	1995	2000	1985	1990	1995	2000
De 15 a 25 años	SIDA (+VIH)	16	126	140	13	2	55	47	3
	Accid. tráfico	-11	742	-85	51	15	163	3	48
	Suicidio	20	81	126	79	6	16	27	8
	MDCD	21	167	140	69	7	40	21	11
	Otras externas	69	23	-284	-346	-7	-14	-53	-63
	Resto de causas	-5	-57	-351	-358	-63	-107	-232	-225
	Total	110	1.081	-314	-491	-40	153	-187	-218
De 25 a 39 años	SIDA (+VIH)	23	1.161	3.508	803	2	249	850	215
	Accid. tráfico	53	527	123	110	-32	45	-9	-18
	Suicidio	88	194	291	325	33	65	52	79
	MDCD	31	339	535	416	0	50	85	50
	Otras externas	107	18	-272	-378	14	21	-8	-42
	Resto de causas	-1	324	-149	-942	-274	-284	-558	-939
	Total	300	2.563	4.037	334	-258	145	413	-654

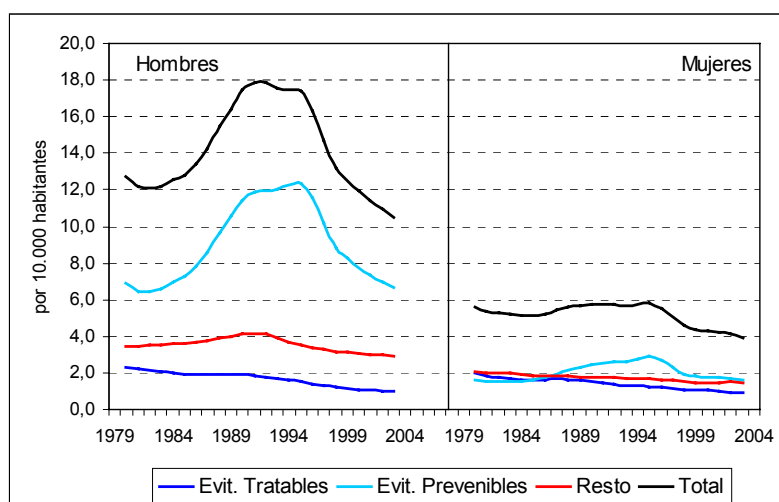
Fuente: elaboración propia.

Entre los adultos de 25 a 39 años, el mayor exceso de defunciones se produjo en el año 1995, al coincidir con el periodo de mayor mortalidad por SIDA. La mortalidad de ese año acarreó unas 4.000 defunciones masculinas más en relación con los niveles de principios de los años ochenta, mientras que el impacto de la "crisis" fue menor en las mujeres, con algo más de 400 óbitos. Esa diferencia se debe a la menor incidencia en las adultas-jóvenes de algunas causas de las principales causas de muerte de este segmento de edad, como el SIDA, los accidentes de tráfico o las relacionadas con el consumo de drogas, y a una evolución más favorable del grupo que engloba al resto de causas. El reciente cambio de tendencia no ha sido suficiente para impedir que a principios de este siglo todavía se produzca un exceso de óbitos entre la población masculina de 25 a 39 años debido al SIDA, a las muertes relacionadas con el consumo de drogas y a la tendencia poco favorable de los suicidios, extensible en este caso también a las mujeres.

En síntesis, en los últimos cinco lustros, los riesgos de morir en los adultos más jóvenes han estado determinados, en ambos sexos y con especial intensidad en los hombres, por la

evolución de la mortalidad evitable de tipo prevenible (Gráfico 5.14). Si bien en los últimos años se han controlado algunos de los principales factores que se encuentran en la base de esas causas de muerte, fundamentalmente los relacionados con los accidentes de tráfico y el SIDA, siguen constituyendo uno de los principales retos de las políticas de salud comunitaria, ya que la mortalidad prevenible continúa representando el 65 por ciento de la mortalidad total en los adultos españoles de 15 a 39 años, y constituye el principal factor de sobremortalidad masculina en estas edades<sup>261</sup>. Además, el margen de recorrido es amplio, ya que las tasas de mortalidad prevenible se sitúan todavía a niveles similares a los observados a principios de la década de los ochenta. Por su parte, el comportamiento de la mortalidad evitable médicamente ha sido claramente positivo, con una caída de la tasa en los últimos cinco lustros del 60 por ciento en ambos sexos; mientras que el conjunto de las otras causas de muerte ha tenido una tendencia más positiva en las mujeres, con una reducción del 40 por ciento, que en los hombres, con un descenso del 20 por ciento.

Gráfico 5.14: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población adulta-joven. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes.



Nota: Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005. Media de los valores de tres años centrada en el año de referencia.

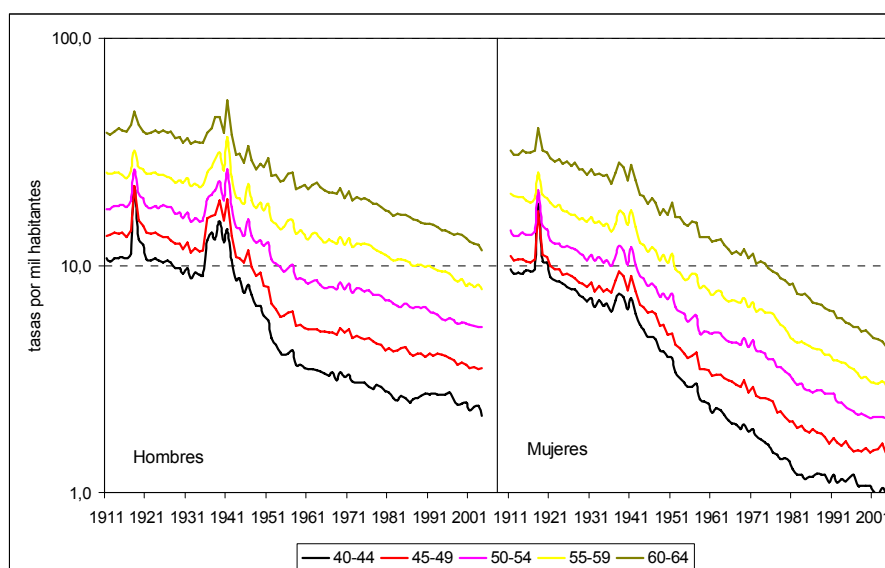
Fuente: elaboración propia.

<sup>261</sup> En el bienio 2003-2004, en España la tasa estandarizada total de mortalidad de 15 a 39 años de los hombres superaba a la de las mujeres en un 160 por ciento; mientras que en el subgrupo de las causas de muerte prevenibles la sobremortalidad masculina alcanzaba el 300 por ciento.

### 5.2.3 Las edades adultas-maduras: una fase de transición

La mortalidad en estas edades se encuentra en una fase de transición, siendo en sí mismo un periodo de tránsito entre dos etapas de la vida con factores y riesgos de muerte diferenciados. Esa pluralidad se refleja en la evolución de las tasas que presentan una alta heterogeneidad en los ritmos y en las fases de descenso entre los distintos subgrupos que componen este segmento de población, y en la diferente estructura de su morbilidad. Las trayectorias en los grupos de menor edad se asemejan a las de los adultos-jóvenes, al darse los mayores descensos en las décadas centrales del siglo XX; mientras que en los grupos de más edad se concentran en los periodos más recientes (Gráfico 5.15).

Gráfico 5.15: Tasas de mortalidad, por mil, en las edades adultas y maduras. 1911-2004.

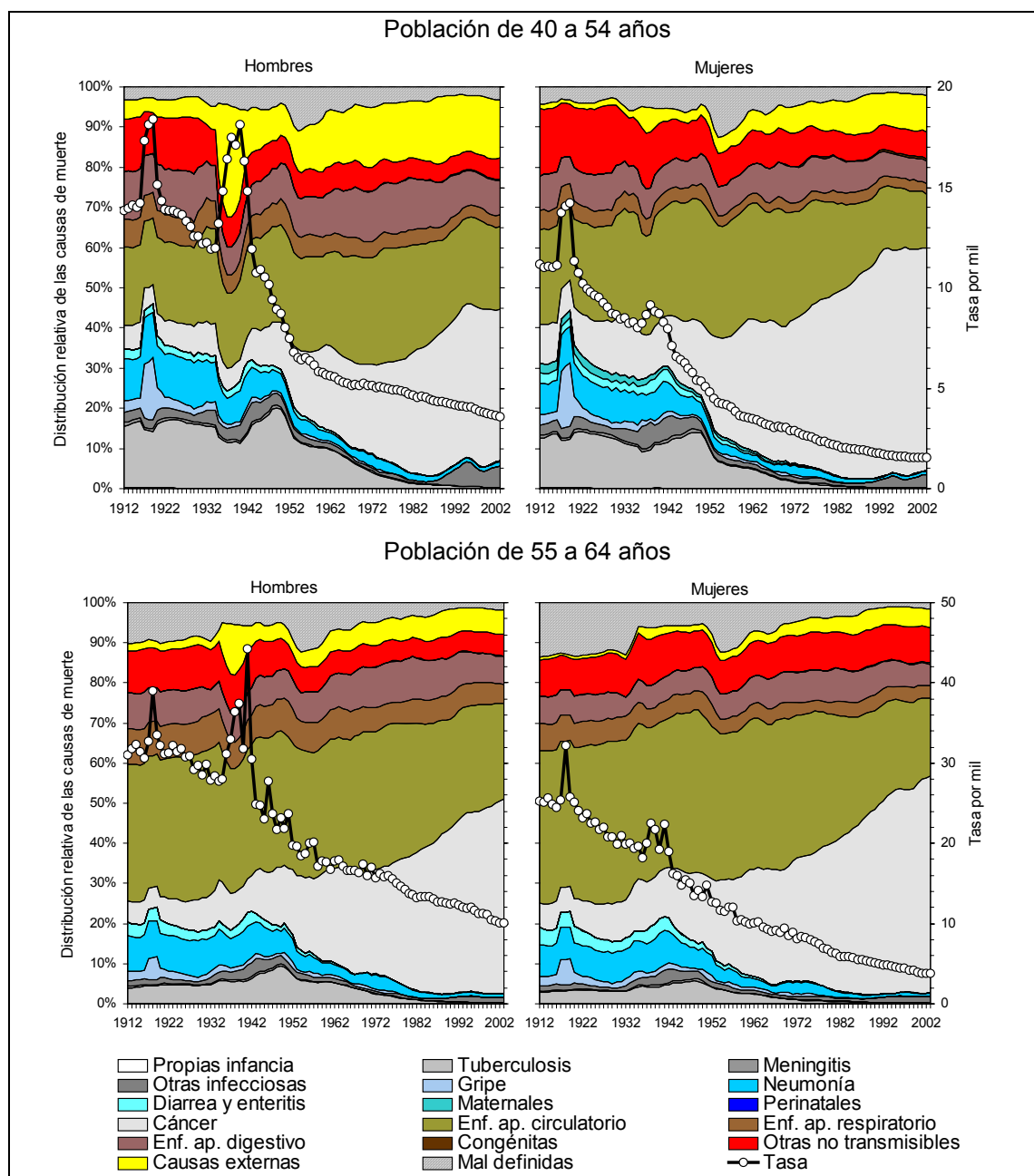


Fuente: elaboración propia.

La evolución de las tasas en la primera mitad del siglo XX muestra una gran similitud con la de los adultos-jóvenes, pudiendo distinguirse cuatro fases. La primera se corresponde con la segunda década del siglo y se caracteriza por una elevada estabilidad de base en el nivel de las tasas, interrumpida por la fuerte crisis de la Gripe de 1918. La segunda, que abarca los años veinte y principios de los años treinta, se corresponde con una primera fase de descenso de la mortalidad, que revistió un mayor calado en las mujeres y, en ambos sexos, en los grupos más jóvenes. En esa etapa, las variaciones medias anuales oscilaron entre los máximos del grupo de 40 a 44 años, con un 1,7 por ciento en los hombres y un 2,4 por ciento en las mujeres, y los mínimos del grupo de 60 a 64 años, con un 0,7 y un 1,4 por ciento anual, respectivamente. La tercera fase se encuentra delimitada por la ruptura que representaron los años de la Guerra Civil y de la inmediata posguerra. La cuarta fase, entre mediados de los años cuarenta y de los cincuenta, se caracteriza por una aceleración en la

pendiente de caída de las tasas de mortalidad, especialmente en el segmento de población de cuarenta años<sup>262</sup>.

Gráfico 5.16: Tasas de mortalidad de la población adulta-madura y patrón por causa.



Nota: tendencia suavizada mediante una media móvil de tres términos centrada sobre el año de referencia.

Fuente: elaboración propia.

<sup>262</sup> Entre 1945 y 1955 la tasa de mortalidad masculina de 40 a 44 años se redujo en un 47 por ciento y la de 45 a 49 años en un 41 por ciento, mientras que la de 60 a 64 años lo hizo en un 17 por ciento.

A partir de mediados de la década de los cincuenta se observa una ralentización en la caída de las tasas en los grupos de menor edad en los hombres, similar a la observada en los adultos más jóvenes; mientras que se mantiene la tendencia en los de más edad. En las mujeres las trayectorias fueron más sostenidas, con un patrón de ganancias relativas más importantes a medida que se incrementa la edad, aunque también se aprecia una cierta estabilidad a partir de los años ochenta en los grupos de menor edad. En términos relativos, la mejora media anual de las últimas cuatro décadas ha sido del 0,7 por ciento en los hombres y del 1,3 por ciento en las mujeres de 45 a 49 años, y del 1,2 y del 1,6 por ciento en la población de 60 a 64 años, respectivamente. Esas diferencias de ritmo entre hombres y mujeres han provocado que en la segunda mitad del siglo XX se consolidase en esta etapa de la vida una segunda moda de sobremortalidad masculina<sup>263</sup>, alcanzándose a principios de este siglo una ratio entre las tasas de ambos sexos de 2,6:1 en la población de 55 a 64 años.

La estructura de la mortalidad por causas presenta grandes diferencias en función del grupo de edad que se considere y del sexo (Gráfico 5.16). En las primeras décadas del siglo pasado, en las edades adultas, entre los 40 y los 54 años, el peso de las causas externas, sobre todo en los hombres, y de las transmisibles era más importante, mientras que en las maduras, entre los 55 y los 64 años, tenían un mayor peso las enfermedades del aparato respiratorio. A grandes rasgos es posible diferenciar dos etapas en la evolución del patrón de morbimortalidad, que vienen delimitadas por una primera transformación de su estructura interna a raíz del control de las causas transmisibles a mediados del siglo XX, y por una segunda modificación a partir de los años setenta por la progresiva reducción del peso de las enfermedades del aparato circulatorio y por el creciente protagonismo de los tumores. A continuación se analizan con más detalle esas dos transformaciones, diferenciando entre el segmento de la población adulta y el de la población en edades maduras.

#### 5.2.3.1 El descenso de la mortalidad transmisible a mediados del siglo XX

En el quinquenio 1911-16 las causas transmisibles representaban el 33 por ciento de las defunciones masculinas y el 31 por ciento de las femeninas de 40 a 54 años, y las no transmisibles el 57 y el 63 por ciento. En el primer grupo predominaban la tuberculosis y la neumonía, y en el segundo las del aparato circulatorio, seguidas por las del digestivo en los hombres y los tumores en las mujeres. El descenso de la mortalidad durante la primera mitad del siglo XX no alteró sustancialmente esa distribución por grandes grupos, aunque sí que se produjeron algunos cambios en su seno: en el de causas transmisibles se redujo el peso de la neumonía y aumentó el de la tuberculosis, y en el de no transmisibles se acrecentó el de las causas del aparato circulatorio y los cánceres, y disminuyó el de los aparatos respiratorio

---

<sup>263</sup> La intensidad de la sobremortalidad masculina en la primera mitad del siglo XX era menor, ya que en 1911-2 fue del 13 por ciento en el grupo de 40 a 44 años y del 25 por ciento en el grupo de 55 a 64 años, alcanzándose a mediados de los años cincuenta el 25 y el 65 por ciento, respectivamente.



y digestivo. La gran transformación se produjo en la década de los cincuenta y de los sesenta, especialmente en el primer decenio, debido al control de la mortalidad tuberculosa, con una caída de las tasas del 17,2 al 5,8 por diez mil en los hombres y del 7,2 al 1,9 por diez mil en las mujeres entre 1950 y 1970. A principios de la década de los setenta las causas transmisibles representaban menos del 7 por ciento del total de las defunciones de 40 a 54 años, prosiguiendo la reducción de su peso hasta mediados de la década de los ochenta cuando aumentaron su incidencia por la aparición del SIDA.

En la población de edad madura, de 55 a 64 años, el patrón era similar en las primeras décadas del siglo pasado, aunque con un menor peso de las causas transmisibles, en torno de 2 de cada 10 defunciones, y un mayor protagonismo dentro de ese grupo de la neumonía. En las décadas centrales del siglo las causas infecciosas se redujeron un 75 por ciento en ambos sexos, adquiriendo un mayor peso las transmitidas por el aire, como la gripe y la neumonía, que se caracterizaban además por la presencia de ciclos epidémicos, como los acaecidos en 1951 o 1957<sup>264</sup>.

En ese periodo destaca también el inicio de una tendencia sostenida de descenso en la mortalidad originada por causas del aparato circulatorio. Entre 1931 y 1961, la mortalidad cardiovascular en la población de 55 a 64 años se redujo del 106 al 58 por diez mil en los hombres y del 82 al 37 por diez mil en las mujeres, lo que equivale al 40 por ciento del descenso total de la mortalidad en esas edades<sup>265</sup>. Esa precocidad, que también se observa en Francia e Italia, no sería atribuible como en la actualidad al progreso médico, sino que estaría relacionada con las pautas nutricionales y los modos de vida de los habitantes de esos países. En este sentido, se menciona la existencia de un modelo mediterráneo de mortalidad por dolencias del aparato circulatorio que, a diferencia del observado en los países del Centro y del Norte de Europa, se caracteriza por una menor intensidad y peso de las causas isquémicas<sup>266</sup>. El reverso de la moneda fue el crecimiento sostenido de la mortalidad por cáncer, del 68 por ciento en los hombres y del 35 por ciento en las mujeres. Esas tendencias fueron modificando la relación interna entre los principales grupos de causas de muerte, como se constata en la ratio entre las defunciones del aparato circulatorio y las de los tumores que en la población masculina de 55 a 64 años pasó de 4:1 en 1931 a 1,4:1 en 1961.

---

<sup>264</sup> En ambos sexos, la mortalidad por gripe del año 1951 fue 4 veces superior a la media de los tres años anteriores, y la del año 1957 fue 3 veces mayor que la media del periodo 1954-56.

<sup>265</sup> En la población de 40 a 54 años las tasas se redujeron un 45 por ciento en los hombres y un 60 por ciento en las mujeres, aunque su contribución al descenso de la tasa agregada de mortalidad fue menor, del orden del 25 por ciento en ambos sexos.

<sup>266</sup> G. Caselli et al: (1995: *Le triomphe de la médecine. Évolution de la mortalité en Europe depuis le début du siècle*)

### 5.2.3.2 De la mortalidad cardiovascular a la mortalidad por cáncer

En las últimas décadas se ha producido la segunda transformación del patrón de morbimortalidad, tal como se aprecia en la evolución de las tasas estandarizadas por grandes grupos de causas de muerte (Tabla 5.4). Las enfermedades del aparato circulatorio han dejado de constituir la principal causa de muerte en estas edades, siendo sustituidas por los tumores en ambos sexos. En términos absolutos destacan también las caídas en las tasas de mortalidad de los aparatos respiratorio y digestivo<sup>267</sup>, sobre todo en los hombres. Las causas externas constituyen el tercer factor de mortandad tanto en los hombres como en las mujeres, destacando el negativo comportamiento de los accidentes de tráfico hasta principios de los años noventa, la trayectoria ascendente de los homicidios y de las muertes violentas, acentuada en las mujeres en los últimos años, y la estabilidad de las tasas por suicidios en ambos sexos<sup>268</sup>.

---

<sup>267</sup> En los hombres la evolución del grupo de causas del aparato digestivo ha estado marcada por la trayectoria seguida por el subgrupo de la cirrosis y de las otras enfermedades crónicas del hígado. Hasta principios de la década de los ochenta las tasas estandarizadas por esta subcausa se mantuvieron relativamente estables, oscilando en el banda del 6-7 por diez mil, reduciéndose posteriormente hasta valores ligeramente por encima del 3 por diez mil en los últimos años.

<sup>268</sup> Entre las causas externas destaca el subgrupo de otros tipos de accidentes, en los que tienen un peso relevante los relacionados con la actividad laboral. Si bien los siguientes datos hacen referencia al conjunto de la población activa, indican cuál ha sido la tendencia y la intensidad de esta siniestralidad en los últimos veinte años.

Los accidentes mortales en jornada de trabajo (sin considerar los producidos al ir o volver del centro laboral) presentan en las dos últimas décadas una evolución en forma de U invertida: de 1982 a 1987 oscilan entre 950 y 1.150 anuales, aumentando hasta las 1.450 anuales del bienio 1989-90, para reducirse posteriormente hasta los 1.000 anuales en 2003-2004 (INE: *Anuario Estadístico 1990, 1995, 2006*). En los años noventa, la tasa de mortalidad se redujo de las 15 defunciones por cien mil trabajadores a menos de 10 ([www.mtas.es/estadisticas/eat](http://www.mtas.es/estadisticas/eat)). A pesar de ello, a finales del siglo pasado España tenía una de las tasas por accidentes laborales más elevada de la UE-15 y el riesgo de morir era entre 4 y 5 veces superior al observado en Gran Bretaña o Suecia (A. Plasencia y S. Moncada: 2000: *reducir los accidentes*). Diversos factores influirían en esa mayor siniestralidad laboral en España: unos, relacionados con la legislación en su faceta preventiva y de control; otros, con las condiciones del mercado de trabajo (déficits formativos, temporalidad, precariedad...) y la estructura productiva (sectores de actividad, tamaño de las empresas...).

Las estadísticas españolas no permiten abordar la mortalidad debida a enfermedades laborales, es decir a la exposición a determinados factores de riesgo, como sustancias tóxicas, o a las condiciones del entorno laboral, ya que según los datos del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales sólo se producen alrededor de 3 defunciones anuales que son consideradas oficialmente como debidas a enfermedades laborales. A partir de diversos estudios internacionales sobre la incidencia de la mortalidad y la morbilidad por enfermedades laborales, A. García y R. Gadea realizaron una estimación para el conjunto de España superior a las 15.000 muertes en el año 1999, lo que representa un 7 por ciento del total de las defunciones en los grupos de edad que consideraron en su estudio. De esas defunciones el 50 por ciento fueron por tumores, el 28 por ciento por enfermedades del aparato circulatorio y el 12 por ciento por enfermedades del aparato respiratorio. Si a la anterior cifra se le añaden las 1.500 defunciones por accidentes de trabajo ocurridas durante ese año, el resultado es una tasa de mortalidad de origen laboral del 11,3 por diez mil trabajadores en 1999 (A. García y R. Gadea: 2004: *Estimación de la mortalidad y la morbilidad por enfermedades laborales en España*).

Tabla 5.4: Tasas estandarizadas de mortalidad por grandes grupos de causas de muerte y sexos. España. 1970-71, 1986-87 y 2003-04. Tasas por diez mil.

	Hombres			Mujeres		
	1970-71	1986-87	2003-04	1970-71	1986-87	2003-04
Infecciosas	3,98	1,01	1,97	1,20	0,36	0,60
Tumores	21,53	26,26	25,60	15,56	14,32	12,56
Mentales y SNC	1,62	1,24	1,45	0,94	0,64	0,84
Ap. Circulatorio	28,81	20,03	12,89	15,91	7,23	3,82
Ap. Respiratorio	7,84	4,51	2,84	3,13	1,40	0,84
Ap. Digestivo	9,93	7,56	4,54	4,02	2,41	1,27
Resto naturales	3,62	2,36	1,84	3,57	1,92	1,11
Mal definidas	4,64	2,16	1,43	2,56	0,92	0,41
Externas	8,40	7,31	5,49	2,11	2,07	1,57
Total	90,37	72,45	58,05	49,00	31,26	23,01

Nota: tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España ambos sexos a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

En relación con los dos grupos de causas predominantes se ha realizado un análisis más detallado, considerando diferentes subrúbricas, y diferenciando entre la población de 40 a 54 años y la de 55 a 64 años (Gráfico 5.17).

• La mortalidad por causas del aparato circulatorio de 40 a 64 años se ha reducido *grosso modo* a la mitad en los hombres y a una cuarta parte en las mujeres en los últimos 35 años<sup>269</sup>. En su interior destaca el peso de las patologías isquémicas en los hombres que, a finales de los setenta, eran responsables de la mitad de las muertes del aparato circulatorio acaecidas entre los 40 y los 54 años y del 44 por ciento de las de 55 a 64 años, mientras que esos porcentajes se situaban en el 18 y el 23 por ciento en las mujeres. A partir de los años ochenta, con mayor intensidad desde su segundo quinquenio, se invierte la trayectoria de la mortalidad isquémica en los hombres, se afianza el descenso de las cerebrovasculares<sup>270</sup> y se mantiene la tendencia positiva del resto de causas del aparato circulatorio, sobre todo en las mujeres. Ese descenso de la mortalidad por enfermedades del corazón, tal como sucedió en otros países, no sería tanto el fruto de una menor incidencia de la enfermedad, por una modificación de los factores de riesgo, sino la consecuencia de su menor letalidad<sup>271</sup>. Por tanto, habrían desempeñado un papel clave los avances sanitarios y en la tecnología médica, desde la cirugía coronaria a los fármacos betabloqueantes y trombolíticos, pasando por la organización de los servicios de urgencia, las campañas de detección y tratamiento de la hipertensión arterial y la hipercolesterolemia, entre otros. La tendencia más favorable en las

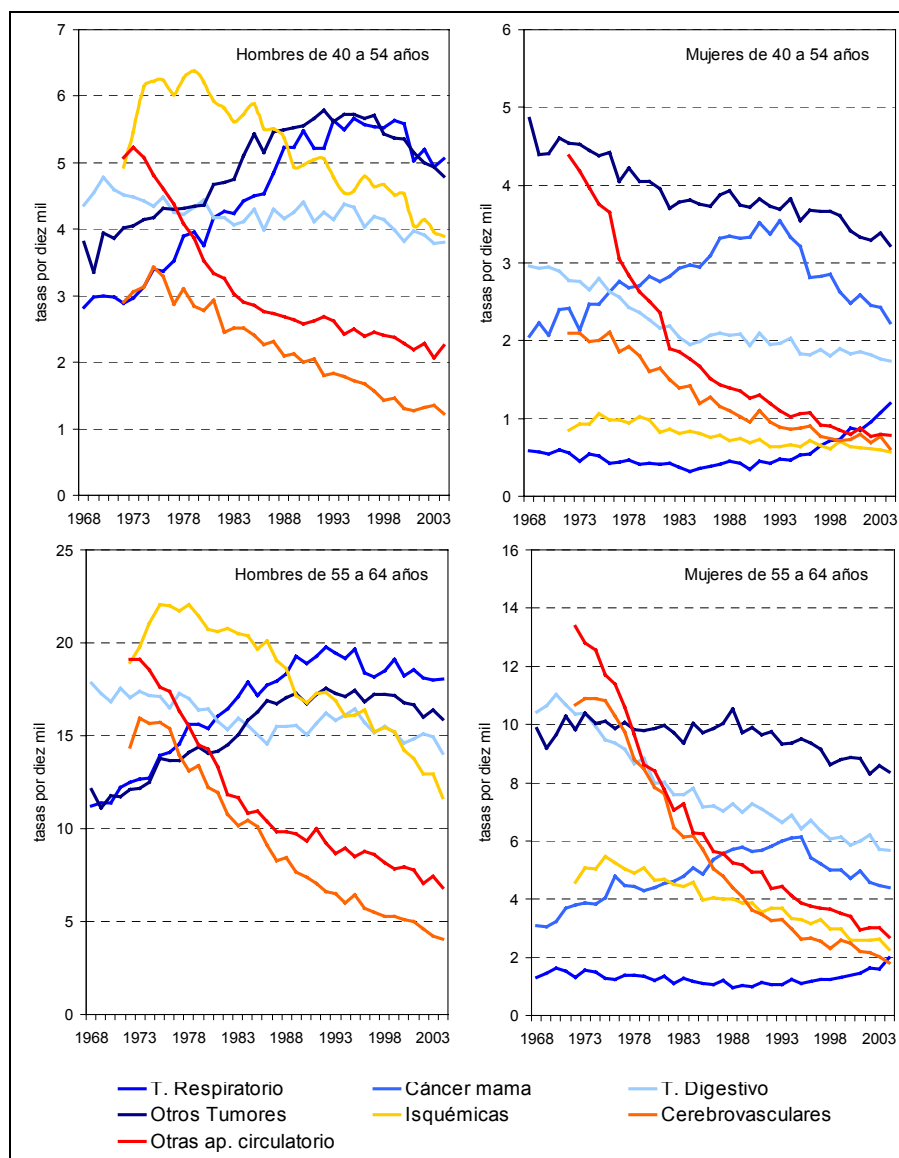
<sup>269</sup> Este proceso fue especialmente intenso en las mujeres maduras, de 55 a 64 años, con un descenso de la tasa estandarizada de mortalidad del 30,2 al 7,3 por diez mil.

<sup>270</sup> En las mujeres de 55 a 64 años la mortalidad cerebrovascular se ha reducido un 70 por ciento en los últimos veinte años, superando las causas isquémicas a las cerebrovasculares desde principios de los años noventa.

<sup>271</sup> F. Villar y J. R. Banegas (2000: *Reducir las enfermedades cardiovasculares*)

mujeres, junto con su menor nivel de partida de las tasas, ha intensificado la sobremortalidad masculina que para el conjunto de causas del aparato circulatorio se sitúa a principios de este siglo en el 240 por ciento y para el subgrupo de las isquémicas en el 450 por ciento.

Gráfico 5.17: Tasas de mortalidad de 40 a 54 y de 55 a 64 años por tumores y enfermedades del aparato circulatorio. Tasas por 10.000. 1971-2003.



Nota: las causas del aparato circulatorio de 1968 a 1971 no se han representado, ya que las tasas por causas isquémicas y cerebrovasculares son muy bajas, sucediendo lo contrario con las del resto de causas del aparato circulatorio. Esos años son los posteriores a la entrada en vigor de la 8ª CIE, reflejando que la adaptación a los criterios de esa clasificación no fue inmediata. Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

- La mortalidad por cáncer entre los 40 y los 64 años presenta tendencias claramente diferenciadas en función del sexo y del periodo. En los hombres se asiste a un incremento de

su tasa hasta finales de la década de los ochenta y la inversión de su tendencia en los años más recientes, mientras que el comportamiento ha sido más favorable en las mujeres. En la actualidad, constituyen la principal causa de muerte de la población adulta-madura, con el 44 por ciento del total de defunciones masculinas y el 55 por ciento de las femeninas. No obstante, su agregado incluye tumores que responden a factores y etiologías diversas, y que presentan trayectorias contrapuestas, desde descendentes, como en el tumor de estómago, a otras de crecimiento, como en el cáncer de pulmón o en el de mama.

En los hombres destaca el peso de la mortalidad por tumores broncopulmonares con una tendencia ascendente hasta la segunda mitad de los años ochenta, una estabilidad en la década de los noventa, y el inicio de una senda descendente en los últimos años. Si bien esa reducción ha sido moderada y se ha circunscrito a los grupos de edad más jóvenes, con un descenso de la tasa de 40 a 54 años del 9 por ciento entre 1996 y 2004, representa un cambio de tendencia significativo. En parte esa evolución responde a una detección más precoz y a los avances en el campo de la oncología que han aumentado las expectativas de supervivencia de los enfermos con el consiguiente desplazamiento de la edad de defunción. Por su parte, los tumores malignos del aparato digestivo se han reducido un 18 por ciento entre 1968 y 2004<sup>272</sup>, mientras que la trayectoria del grupo que engloba al resto de tumores presenta un gran paralelismo con la observada en los broncopulmonares, debido al elevado peso que tienen en esas edades los tumores del labio, de la cavidad bucal y de la faringe.

En las mujeres el comportamiento ha sido más positivo<sup>273</sup> si exceptuamos el cáncer de mama en la década de los ochenta y el de pulmón en el periodo más reciente. La mortalidad por cáncer de mama aumentó de forma sostenida hasta principios de los años noventa, al pasar las tasas del 2 al 3,5 por diez mil en las mujeres de 40 a 54 años y del 3 al 6 por diez mil en las de 55 a 64 años. Esa tendencia, unido a su peso en el conjunto de la mortalidad femenina de esas edades<sup>274</sup>, motivó que se considerase uno de los objetivos prioritarios de salud comunitaria. La autoexploración mamaria y los programas de cribage orientados a su detección precoz, junto con los avances terapéuticos, han permitido reducir la tasa de mortalidad en este segmento de edad del orden del 30 por ciento en la última década.

En los últimos años, se ha acrecentado la preocupación por los efectos del tabaquismo entre las mujeres, al constatar que la estabilidad inicial de las tasas por cáncer de pulmón se ha visto alterada por el inicio de una fase ascendente, con un incremento entre 1995 y 2004

---

<sup>272</sup> La evolución de los tumores del aparato digestivo está marcada por el descenso de los tumores del estómago, con una reducción del 70 por ciento en la tasa de 40 a 64 años entre 1968 y 2004, mientras que el de páncreas y los de colon, recto y ano se han incrementado alrededor del 125 por ciento. Si a finales de los años sesenta los del estómago representaban la mitad de los tumores del aparato digestivo, a principios de este siglo son el 18 por ciento.

<sup>273</sup> Destaca, por un lado, una reducción del 44 por ciento en los tumores del aparato digestivo, mayor en términos relativos a la registrada por los hombres, y, por otro, un descenso del 36 por ciento en los tumores de los órganos genitales femeninos.

<sup>274</sup> En la primera mitad de los años noventa eran 1 de cada 5 defunciones de mujeres de 40 a 54 años, y el 35 por ciento del total de las defunciones por cáncer acaecidas en esas edades.

de la tasa de mortalidad del 0,7 al 1,4 por diez mil en las mujeres de 40 a 64 años. Si bien son tasas significativamente inferiores a las de los hombres, indican el inicio de la epidemia de cáncer de pulmón en las mujeres, ya que afecta en mayor medida a los grupos de menor edad, a las mujeres nacidas en la España de la segunda mitad de los años cuarenta<sup>275</sup>. La evolución que se prevé en España sería similar, aunque demorada en el tiempo, a la experimentada por los países del Centro y del Norte de Europa<sup>276</sup>. La ratio entre las tasa estandarizada de los hombres y la de las mujeres por cáncer de pulmón entre los 40 y los 54 años permite visualizar esos cambios en las trayectorias. Así, a principios de los años setenta la ratio era de 5,2:1, aumentando de forma sostenida hasta ratios medias de 13:1 a principios de los años noventa, para reducirse posteriormente hasta una ratio de 4,4:1 en 2003-04, es decir inferior a la observada en los años setenta. Ese acercamiento entre las tasas de ambos sexos ha provocado que desde principios del presente siglo esos tumores dejen de ser la principal causa de desigualdad entre sexos en las edades maduras, siendo reemplazados por las causas isquémicas.

Como ya se ha mencionado, el hábito de fumar es el principal factor de riesgo, ya que se ha cuantificado que provoca entorno del 80-90 por ciento de los cánceres de pulmón en los hombres y del 60-80 por ciento en las mujeres<sup>277</sup>, aunque también inciden otros factores como la contaminación atmosférica o la actividad industrial. El análisis de la prevalencia y las pautas de consumo de tabaco permite interpretar las tendencias pasadas e indagar en las futuras. La prevalencia de consumidores de cigarrillos se ha caracterizado por diferencias de nivel y de tendencia según el sexo. En 1945 el 42,4 por ciento de la población masculina mayor de 15 años fumaba habitualmente, en 1975 el porcentaje alcanzaba el 59,1 por ciento, manteniéndose constante en los siguientes diez años. Desde mediados de los años ochenta se ha invertido la tendencia, reduciéndose la prevalencia al 48,9 por ciento en 1995; es decir,

---

<sup>275</sup> G. López-Abente (2000: *Lograr el control del cáncer*) o G. López-Abente et al. (2002: *Tendencias de la mortalidad en España, 1952-1996*)

<sup>276</sup> En el Reino Unido las tasas masculinas de mortalidad por cáncer de pulmón presentan una evolución en forma de U invertida, con una fase de fuerte crecimiento hasta finales de los años sesenta, una etapa de estabilidad en la década de los setenta, y un descenso a partir de los años ochenta; mientras que en las británicas la estabilización no se ha producido hasta el periodo más reciente.

<sup>277</sup> El tabaco constituye también un factor de riesgo en otras causas de muerte como el cáncer de boca, el de laringe, la enfermedad pulmonar obstructiva crónica, las cardiopatías isquémicas o las cerebrovasculares. Un informe de la Comisión Europea estima que más de 650.000 europeos mueren cada año como consecuencia del consumo del tabaco, lo que representa alrededor del 15 por ciento del total de defunciones, con una pérdida media de 14 años de vida (2004: *Tobacco or Health in the European Union*). A partir de datos sobre tabaquismo y sobre la proporción de muertes que de cada causa pueden atribuirse a su consumo se ha estimado que en el periodo 1978-1992 provocaron alrededor de 600.000 defunciones en España (J. González et al.: 1997: *Tendencia de la mortalidad atribuible al tabaquismo en España, 1978-1992*), lo que equivale a cerca del 14 por ciento del total de defunciones de mayores de 40 años de esos años. Para el año 2001 se ha estimado en torno de 55.000 muertes producidas por tabaquismo en España, de las cuales el 91 corresponde a hombres y el 9 por ciento restante a mujeres. Si bien la incidencia es menor en las mujeres, la tendencia de los últimos años muestra un estancamiento, incluso retroceso de las muertes imputables al tabaco en los hombres, y un crecimiento sostenido en las mujeres, al pasar de unas 1.900 defunciones en 1984, a unas 3.900 en 1995 y a cerca de 5.000 en 2001.

una caída de más de diez puntos respecto de su valor máximo. Por el contrario, en las mujeres era inferior al 5 por ciento hasta la década de los setenta, aumentando en los siguientes años hasta alcanzar el 22,5 por ciento en 1995<sup>278</sup>.

Los porcentajes de fumadores agregados, observados desde una óptica transversal, no reflejan las tendencias subyacentes, ya que el hábito de fumar ha estado sujeto a un fuerte componente generacional. Las modas, los estilos de vida y las pautas culturales varían con el tiempo, lo que en un momento era visto como un signo externo de adultez; en otros, como los actuales, está sujeto a una creciente presión social. Esa dimensión temporal se ve entrecruzada por una segunda dimensión relacionada con el rol que se asignaba cultural y socialmente a hombres y mujeres, y que se reflejaba, entre otros ámbitos, en sus estilos de vida. En países, como España, donde en un periodo relativamente corto se ha asistido a una radical transformación del papel social y económico de las mujeres, por ende de sus pautas culturales y de sus estilos de vida, los cambios intergeneracionales adquieren una mayor relevancia y las diferencias entre generaciones son también más acusadas. Para constatar el efecto de estos cambios se ha realizado una aproximación generacional al consumo de tabaco en España. El análisis incluye todos los individuos que en la Encuesta de Salud de 1999<sup>279</sup> declararon fumar habitualmente u ocasionalmente, o haber dejado de fumar<sup>280</sup>. A partir de la variable edad en que empezaron a fumar se ha calculado el correspondiente acumulado por cohortes, obteniéndose el porcentaje de individuos de cada grupo de generaciones que a una edad habían sido o todavía eran consumidores de tabaco. Esos porcentajes acumulados reflejan las diferencias intergeneracionales en cada sexo, y las diferencias entre hombres y mujeres en cada generación (Gráfico 5.18).

En los hombres el perfil es el propio de un hábito que se adquiere en la adolescencia y, en menor medida, en las edades adultas-jóvenes. En las generaciones de 1940 a 1959 un 60 por ciento de los individuos había fumado antes de los 20 años y un 68 por ciento antes de los 30 años, mientras que el riesgo de introducirse en el hábito se reducía de forma drástica a partir de los 35-40 años. En todas las cohortes se observa ese perfil de acceso al tabaquismo, aunque con diferencias significativas de nivel. En las más antiguas la propia mortalidad introduce un sesgo en la muestra, reduciendo el peso de los que han fumado y,

---

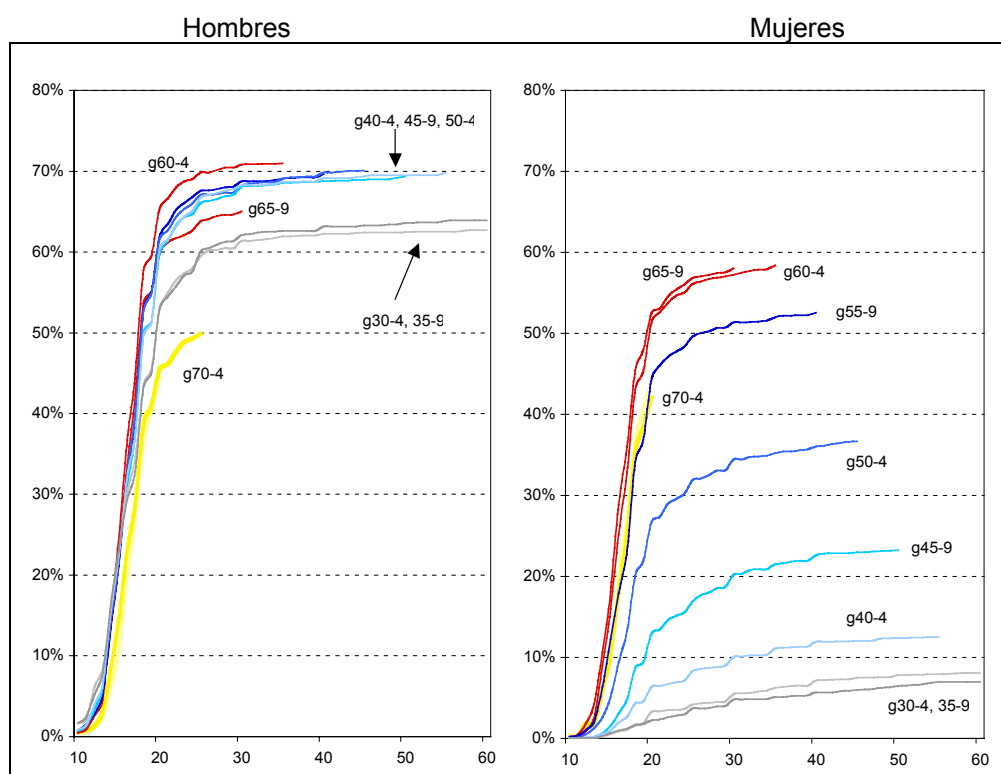
<sup>278</sup> E. Fernández et al. (2003: *Prevalencia de consumo de tabaco en España entre 1945 y 1995*). La Encuesta Nacional de Salud de 2003, con universo en población de 16 y más años, arroja porcentajes de fumadores diarios del 34,2 por ciento en los hombres y del 24,6 por ciento en las mujeres, a los que habría que añadir un 3 por ciento de fumadores ocasionales (fuente: [www.ine.es](http://www.ine.es))

<sup>279</sup> Los datos provienen de una tabulación propia de los registros de la Encuesta de Salud realizada por el INE en el marco de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud de 1999. La representatividad es muy elevada, ya que la muestra fue de 69.555 personas.

<sup>280</sup> Entre los individuos que declararon fumar en 1999, el 90,5 por ciento de los hombres y el 88 por ciento de las mujeres manifestó que eran consumidores diarios, mientras que el resto eran ocasionales. Se ha comprobado que la exclusión del grupo de fumadores ocasionales de la muestra no modifica de forma substancial los perfiles de consumo por edad de las distintas cohortes ni las diferencias intergeneracionales, aunque, como es obvio, reduce los valores de los porcentajes acumulados.

por tanto, han estado sometidos a mayores riesgos de morir, lo que explica sus menores porcentajes acumulados. Por este motivo, el análisis se centra en las generaciones nacidas a partir de los años cincuenta. El tabaquismo más elevado se dio en la cohorte 1960-64 con acumulados en las edades jóvenes superiores en 2-3 puntos a los observados en las generaciones nacidas en los años cincuenta. No obstante, el aspecto más relevante es la tendencia a la baja que se da en las cohortes más recientes. Si tomamos como referencia haber consumido tabaco antes de los 25 años, el acumulado es del 70 por ciento para las cohortes 1960-64, del 64 por ciento para las siguientes cinco generaciones, y del 50 por ciento para las de 1970-74. Por tanto, se aprecia un cambio de mentalidad en los más jóvenes, consecuencia de una valoración social cada vez más negativa del tabaco, de una mayor información sobre los riesgos que conlleva, y del efecto de determinadas medidas, como las de tipo fiscal y las de restricción de la publicidad.

Gráfico 5.18: Porcentaje acumulado de individuos que declaran haber fumado alguna vez. España. Generaciones.



Nota: el porcentaje se acumula a la edad de la generación más joven dentro de cada grupo de generaciones.

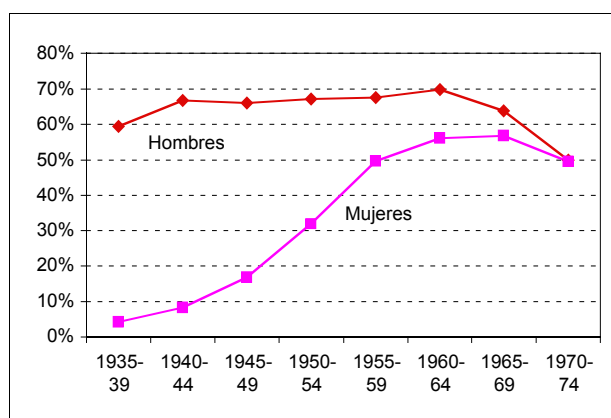
Fuente: elaboración propia a partir del módulo de Salud de la EDDDES de 1999.

En las mujeres los niveles están marcados por la presencia de un fuerte componente generacional. En las cohortes más antiguas menos de un 10 por ciento de las mujeres declararon haber fumado alguna vez, aunque con un perfil de acceso uniforme en las edades adultas, es decir de acceso tardío al hábito de una parte, aunque pequeña, de mujeres que no habían sido fumadoras en su juventud. Las cohortes de 1945-49 y 1950-54, es decir las



adultas jóvenes de finales de los años sesenta y de los años setenta, fueron generaciones de transición, en las que no sólo aumentó el consumo de tabaco, sino que se adelantó la edad de acceso. La aproximación con las pautas masculinas es muy evidente en las mujeres nacidas en los años sesenta, que son aquellas en las que el hábito de consumo, como mínimo de acceso a él, ha sido mayor (Gráfico 5.19). Finalmente, para la generación nacida en la primera década de los setenta, el perfil y el nivel de la curva es casi idéntico al de sus coetáneos masculinos, ya que los porcentajes acumulados antes de los 25 años se sitúan entorno del 50 por ciento en ambos sexos.

Gráfico 5.19: Porcentaje de individuos que declaran haber fumado alguna vez antes de los 25 años por sexo. Generaciones. España.



Fuente: elaboración propia a partir del módulo de Salud de la EDDDES de 1999.

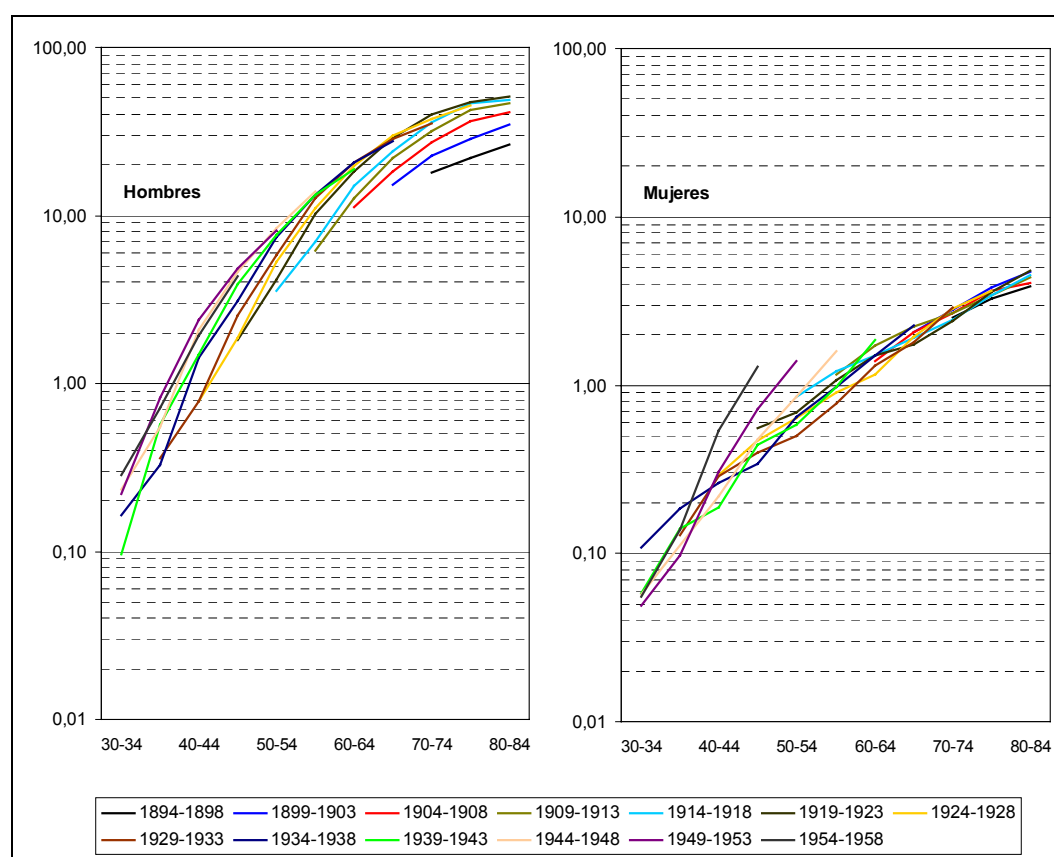
Las cifras anteriores no reflejan ni la intensidad del hábito ni el tiempo de permanencia de exposición al riesgo, pero indican que se asistirá a un incremento de la incidencia de los tumores broncopulmonares en las mujeres a medida que accedan a las edades maduras las cohortes nacidas a partir de la segunda mitad de los años cuarenta<sup>281</sup>. Esa tendencia ya es visible si se analiza la evolución de las tasas por cohorte<sup>282</sup>. Las series generacionales se han reconstruido a partir de las tasas de mortalidad por grupo de edad quinquenal de los años acabados en 9 y en 4 del periodo 1969-2004. Esas tasas se han asignado a los distintos grupos de cohortes a partir de la edad y de la fecha de observación, disponiendo para las generaciones con más información de ocho puntos de valores. Por ejemplo, para la

<sup>281</sup> Si bien a finales de los años noventa la tasa de mortalidad femenina por cáncer de pulmón en España se situaba entre las más bajas de los países de la Unión Europea, alrededor de 5,6 por cada cien mil habitantes, era, detrás de Francia, el segundo país con un mayor incremento anual medio de las tasas de mortalidad por esta causa durante la década de los noventa (Comisión Europea: 2004: *op. cit.*)

<sup>282</sup> El análisis que se realiza es de tipo gráfico. Diversos estudios basados en el uso de los métodos ACP (age-cohort-period) han confirmado el fuerte componente generacional que presenta en España la mortalidad por cáncer de pulmón (J. Franco et al.: 2002: *Changes in lung-cancer mortality trends in Spain*; Departament de Salut: 2005: *Tendències de la mortalitat a Catalunya. 1978-2002*)

cohorte 1934-38 se han reconstruido sus tasas desde la edad 30-34, que corresponde con el valor observado en el año 1969 en esas edades, hasta la edad 65-69, que es el dato registrado en el año 2004. Con el objetivo de analizar los niveles relativos se han graficado las tasas en escala logarítmica, ubicando en el eje de las abscisas los grupos de edad. Las líneas, que enlazan las tasas de los grupos de edad, y que se corresponden a distintos años de observación, representan la experiencia de mortalidad por cáncer broncopulmonar de cada una de las generaciones. La representación de las cohortes en función de la dimensión edad permite constatar si las tasas se han reducido en las cohortes más jóvenes, o bien han aumentando (Gráfico 5.20).

Gráfico 5.20: Tasas generacionales de mortalidad por cáncer de tráquea, bronquios y pulmón. España. Tasas por 10.000.



Fuente: elaboración propia.

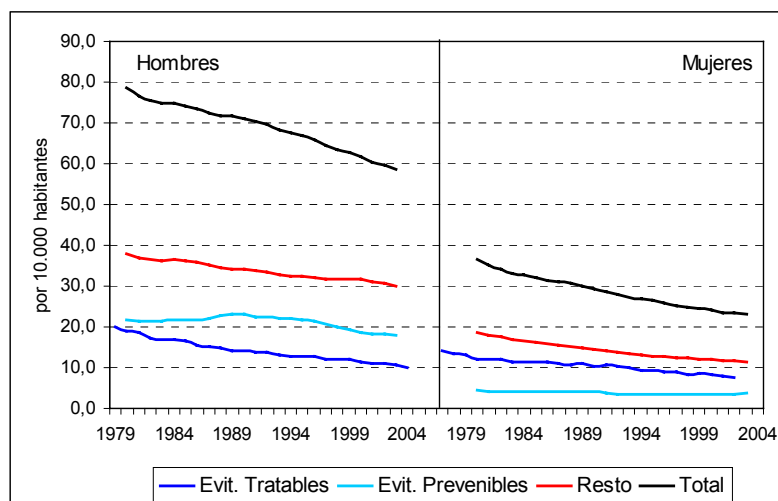
En los hombres el perfil por edad muestra que la mortalidad por esta causa se dispara a partir de los 40 años para frenar su crecimiento al final de la vida. En las edades avanzadas, las líneas de las cohortes más recientes se sitúan por encima de las de las generaciones más antiguas, reflejando un comportamiento negativo de la enfermedad, pues la tasa de una cohorte supera a la de sus predecesoras a la misma edad. Por ejemplo, la tasa de 75-79 años fue del 28,5 por diez mil en la cohorte 1899-1903, del 42,6 por diez mil en la de 1909-1913 y del 47,4 por diez mil en la de 1919-1923. No obstante, en esas generaciones se aprecia una ligera reducción del último grupo de edad del que se dispone de información

respecto del valor observado en la cohorte precedente a esa misma edad. El cambio es más visible en las cohortes más recientes ya que los trazos de las generaciones tienden a superponerse, sin apreciarse un aumento de las tasas en las más jóvenes, lo que podría deberse a una menor incidencia de la enfermedad y/o a una mayor supervivencia. Así, la tasa de mortalidad de 40 -44 años de la generación 1959-1963 es un tercio más baja que la de las cohortes nacidas diez años antes, pero al haber aumentado el consumo de tabaco entre dichas generaciones, el descenso sería imputable a factores médicos y a un aumento en las expectativas de vida de los enfermos. La inversión de la tendencia se manifestará de forma más clara a medida que las cohortes nacidas a finales de los años sesenta, aquellas en las que el hábito del tabaquismo se ha reducido, accedan a las edades adultas-maduras.

En las mujeres el panorama es radicalmente distinto tanto en el nivel de las tasas, sensiblemente inferiores a las masculinas, como en su patrón por edad y su trayectoria por generación. En primer lugar, si exceptuamos las cohortes más contemporáneas, el perfil de crecimiento es más sostenido con la edad, sin la aceleración que se observa en los hombres en las edades maduras. En segundo lugar, a diferencia de los hombres, se aprecia un claro contraste entre los niveles de las generaciones nacidas antes y después de la Guerra Civil. En las mujeres nacidas en las primeras décadas del siglo XX no se constatan diferencias sensibles entre las tasas de las distintas cohortes, mientras que en las nacidas a partir de los años cuarenta las tasas a una misma edad son cada vez más elevadas. Por ejemplo, la tasa de 40 a 44 años de la generación 1959-63 duplica la de la cohorte 1949-53 y más que triplica la de la cohorte 1939-43 a esa misma edad. Para las nacidas a partir de los años cuarenta el perfil de las tasas en las edades más jóvenes se asemeja al tradicional de los hombres, y su extrapolación presagia una trayectoria negativa a corto y medio plazo de esta causa de muerte en dichas generaciones. Esa tendencia se verá agravada por la llegada a las edades maduras de las cohortes de los años sesenta, es decir, de aquellas en las que el hábito del tabaquismo estuvo más extendido.

Finalmente, el análisis de los últimos cinco quinquenios revela el impacto que ha tenido el descenso de la mortalidad evitable categorizada como tratable en la reducción de los riesgos de morir en esta etapa del ciclo vital (Gráfico 5.21). Entre 1979 y 1984, la tasa estandarizada por causas evitables médicamente se ha reducido en los hombres del 20 al 10 por diez mil habitantes de 40 a 64 años y en las mujeres del 14 al 7,5 por diez mil, lo que equivale en ambos sexos a un 42 por ciento del descenso total de la mortalidad en estas edades. En los hombres destaca también el papel de la mortalidad evitable de tipo prevenible, es decir la que engloba el SIDA, el cáncer de pulmón, la cirrosis, los accidentes de tráfico y el resto de causas externas, a excepción de la iatrogenia, con una reducción del 21,9 al 17,7 por diez mil, equivalente al 18 por ciento del descenso total. En las mujeres, a pesar de la menor relevancia cuantitativa de las causas de mortalidad prevenible, el aspecto más relevante es el ligero, pero sostenido incremento, de las tasas en los últimos años, ya que el descenso de la mortalidad por cáncer de mama en estas edades se ha visto más que compensado por el incipiente incremento de los tumores malignos de pulmón. En relación con el grupo del resto de causas de muerte la evolución ha sido positiva en ambos sexos, especialmente en las mujeres, con una reducción de la tasa estandarizada del 25 por ciento en los hombres y del 40 por ciento en las mujeres.

Gráfico 5.21: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población adulta-madura. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes.



Nota: Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005. Media de los valores de tres años centrada en el año de referencia.

Fuente: elaboración propia.

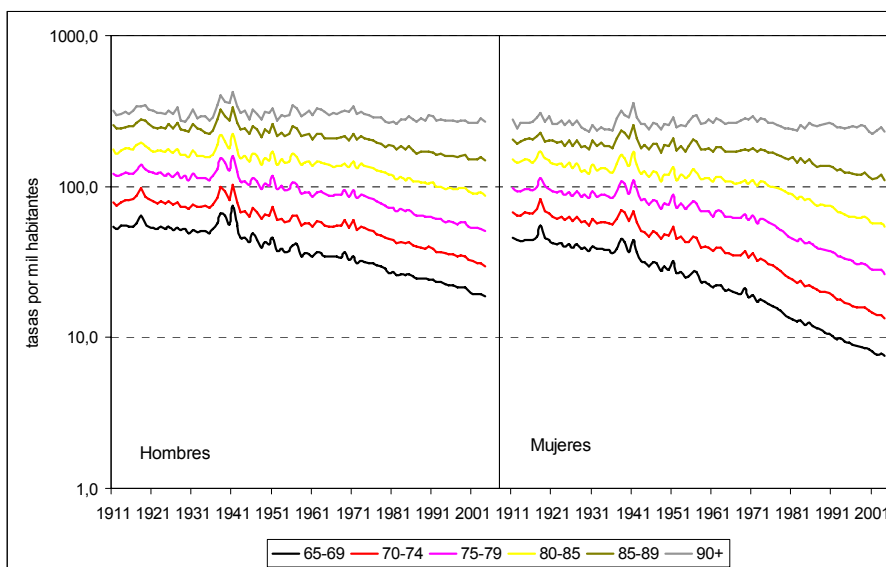
#### 5.2.4 Las edades avanzadas: la sorpresa reciente

La mortalidad en estas edades es objeto de un creciente interés por tres motivos: a) el descenso de las tasas se ha intensificado desde finales de los sesenta; b) las ganancias de años de vida se han ido concentrando en esas edades; y, c) la mayor supervivencia en las edades avanzadas ha contribuido al ensanchamiento de la pirámide poblacional por su cúspide, al tiempo que el propio proceso de envejecimiento ha provocado que una proporción creciente de la población se haya beneficiado de esa mayor longevidad.

En la población anciana la caída relativa de las tasas ha sido menor que en las otras etapas de la vida, y se ha caracterizado por descensos de mayor intensidad en los grupos de menor edad y en las mujeres (Gráfico 5.22). En el conjunto del periodo 1911-2004 la tasa de 60 a 64 años se ha reducido un 65 por ciento en los hombres y un 83 por ciento en las mujeres, y en la población de 85 a 89 años en un 38 y un 42 por ciento, respectivamente. Si bien los descensos relativos han sido menores que en otros grupos de edad, han significado grandes variaciones en la magnitud absoluta de las tasas, ya que, por ejemplo, la tasa de la población de 85 a 89 años ha pasado del 250 al 150 por mil en los hombres y del 200 al 115 por mil en las mujeres. En su trayectoria destaca la aceleración en la pendiente de descenso a partir de los años setenta. El ejemplo paradigmático son las mujeres españolas de 70 a 74 años con una caída de la tasa del 2,7 por ciento quinquenal de 1912 a 1932, del 5,6 por ciento de 1932 a 1962, del 9,8 por ciento de 1962 a 1982, y del 13,2 por ciento en los últimos dos decenios. Esa tendencia se dio inicialmente en los grupos de menor edad, observándose

en los últimos quinquenios una trayectoria similar entre las más mayores. Así, por ejemplo, las tasas femeninas de 85 a 89 años se redujeron un 3,7 por ciento de media quinquenal en los sesenta y setenta, y un 8 por ciento quinquenal en los últimos veinte años.

Gráfico 5.22: Tasas de mortalidad, por mil, en las edades avanzadas. 1911-2004.



Fuente: elaboración propia.

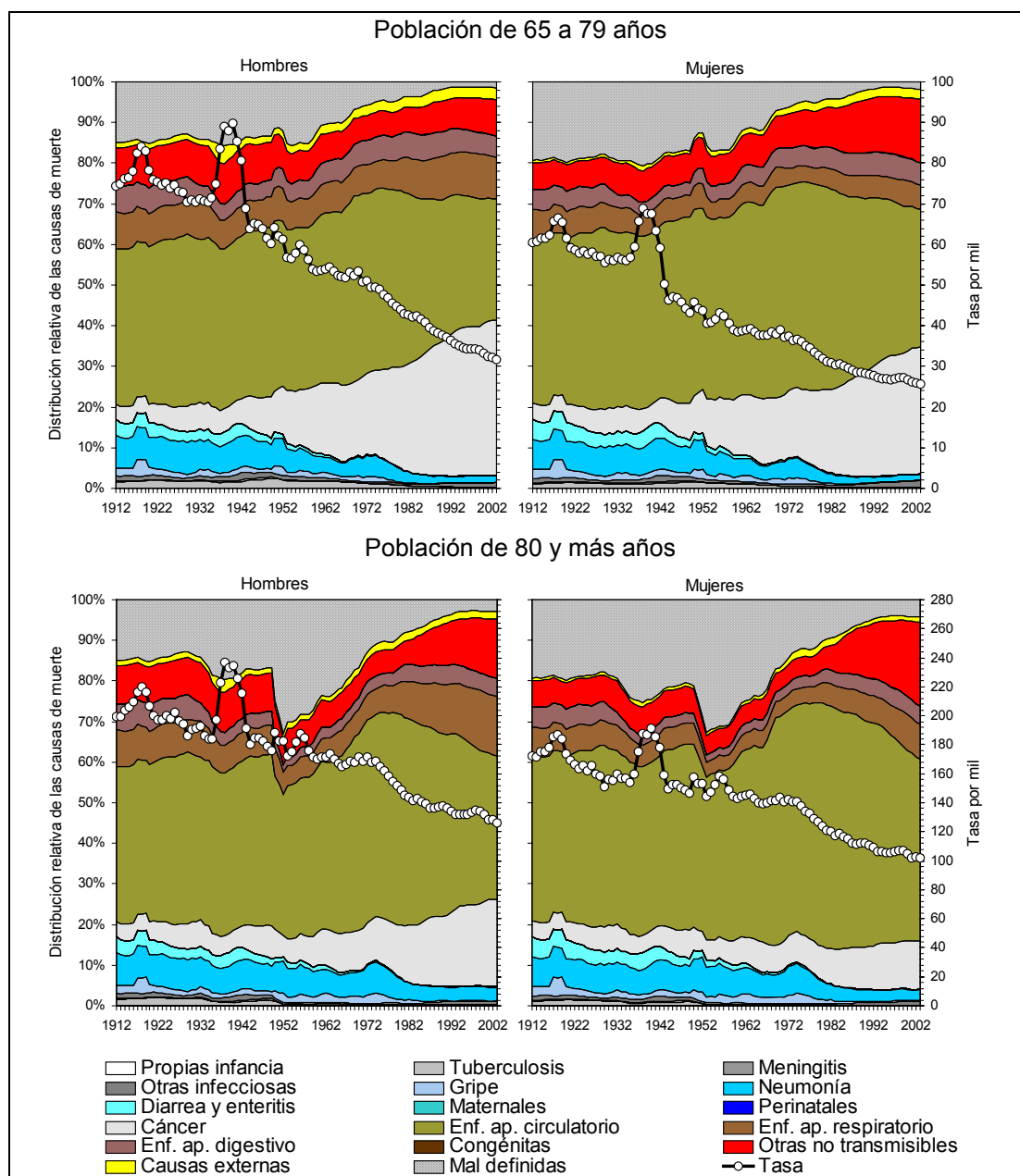
En esta etapa de la vida los determinantes biológicos son mayores y crecientes a medida que avanza la edad, siendo menos acentuada que en el resto de edades la transformación a largo plazo de su patrón de morbilidad (Gráfico 5.23)<sup>283</sup>.

- Las enfermedades transmisibles, si exceptuamos la Gripe del 1918, representaban entre el 14 y el 16 por ciento de las muertes de mayores de 65 años en las décadas previas a la Guerra Civil, con un claro predominio de la neumonía, entorno de la mitad de esas defunciones, seguida de las diarreas y la gripe. En las últimas décadas el porcentaje se sitúa alrededor del 3,5 por ciento en el grupo de 65 a 79 años, y del 4,5 por ciento en el de 80 y más años. El peso que tiene hoy en día ese grupo se debe a la inclusión de enfermedades de transmisión aérea, como la neumonía y la gripe, que representan un tercio de las transmisibles en los mayores de 80 años. La contribución de las enfermedades contagiosas a la supervivencia en las edades avanzadas ha sido

<sup>283</sup> En el análisis de la evolución de los perfiles de mortalidad por edad y causa hay que tener presentes dos aspectos. En primer lugar, la tabulación en el MNP de las causas por edad con grupo abierto en 60 y más años hasta 1933, y en 70 y más años hasta 1950, ha motivado que se redistribuyesen los grupos de edad quinquenal hasta 85 y más años en función del peso relativo de las distintas causas en el total del grupo abierto, lo que puede introducir desviaciones, sobre todo, cuando ese grupo se localiza en los 60 y más años. En segundo lugar, son muy importantes las variaciones en el peso de las causas mal definidas y los efectos de la mejora en la certificación de la causa de muerte, tal como se observa durante los años cincuenta y principios de los sesenta.

muy relevante, con una reducción de la tasa estandarizada de mortalidad de 75 años y más del 190 al 5 por diez mil en los hombres y del 120 al 1 por diez mil en las mujeres entre 1911 y 2004. En esa evolución jugó un papel básico la caída de las tasas por enteritis y tuberculosis, desde principios de los años cincuenta, y por neumonía y gripe, desde mediados de los setenta.

Gráfico 5.23: Tasas de mortalidad de la población anciana y distribución del patrón de mortalidad por causa.



Nota: tendencia suavizada mediante una media móvil de tres términos centrada sobre el año de referencia.

Fuente: elaboración propia.

- Las causas no transmisibles eran en las primeras décadas del siglo XX el 65-70 por ciento de las muertes masculinas y el 60-65 por ciento de las femeninas; mientras que en la última década son algo más del 90 por ciento del total de defunciones de mayores de 65 años. El cambio en su estructura interna afectó inicialmente a los grupos de menor edad, con un esquema similar al de la población madura, por el descenso de la mortalidad cardiovascular y el aumento de los tumores, especialmente en los hombres. Posteriormente, se trasladó a los más mayores, emergiendo en ese colectivo un patrón en el que han ido adquiriendo relevancia causas ligadas al envejecimiento, como algunos tumores y enfermedades crónicas respiratorias en los hombres, y los trastornos mentales y del sistema nervioso en las mujeres. En términos de tasas, y para el conjunto de los mayores de 65 años, las causas transmisibles se han reducido un 77 por ciento en los hombres, del 435 al 100 por diez mil, y un 90 por ciento en las mujeres, del 310 al 31 por diez mil. Los mayores descensos absolutos se han dado en las del aparato circulatorio, pero también han sido muy significativos los de los aparatos respiratorio y digestivo. La contrapartida, especialmente en los grupos de menor edad y en los hombres, ha sido el incremento de la mortalidad por cáncer, del 330 por ciento en los hombres y del 95 por ciento en las mujeres de 65 a 79 años.
- Las causas externas, a pesar de haber aumentado su peso relativo, sólo representan a principios de este siglo el 2,6 por ciento de las defunciones de 65 a 79 años y el 1,7 por ciento de las de mayores de 80 años. La tasa para el conjunto de la población anciana se ha reducido entre 1911 y 2004 del 22,2 al 11,4 por diez mil en los hombres y del 5,1 al 2,4 por diez mil en las mujeres.

Las transformaciones más recientes en la estructura de la mortalidad por causa se han analizado a partir de un patrón epidemiológico moderno y diferenciando dos segmentos de población anciana (Gráfico 5.23 y Gráfico 5.24).

- *La mortalidad en la población de 65 a 79 años.* La evolución ha sido muy similar a la observada en los adultos-maduros, es decir de una progresiva sustitución de las enfermedades cardiovasculares por los tumores como principal causa de muerte. En los hombres ese cambio se produjo en el año 1993, mientras que en las mujeres, a pesar de la aproximación entre esos dos grandes grupos de causas, todavía no se ha producido por la tendencia menos desfavorable de los tumores. Las causas del aparato circulatorio se han reducido un 64 por ciento en los hombres y un 73 por ciento en las mujeres. Su trayectoria se ha caracterizado en ambos sexos por un descenso de la mortalidad cerebrovascular y del resto de causas del aparato circulatorio desde los años setenta, y de las causas isquémicas a partir de los ochenta.

En contrapartida, la mortalidad masculina por cáncer aumentó hasta mediados de la década de los noventa, del 100 por diez mil de finales de los años sesenta a máximos del orden del 135 por diez mil, mientras que se ha reducido ligeramente en el último decenio hasta valores del 125 por diez mil. Esa trayectoria ha estado marcada por la evolución de los tumores respiratorios, que son alrededor del 30 por ciento del total de cánceres. Entre el resto de principales tumores destaca: a) los tumores del estómago se han reducido un 70 por ciento; b) el de próstata ha iniciado desde mediados de los noventa una fase descendente, que contrasta con su estabilidad en los años anteriores; y, c) los de colon, recto y ano han aumentado de forma sostenida hasta constituir el segundo tumor de mayor mortalidad. En las mujeres la tasa para el conjunto de cánceres se situaba en la banda del 50 al 60 por diez mil, iniciando una tendencia descendente en los últimos años, para alcanzar valores por debajo del 50 por diez mil a partir de 2002. Un análisis más detallado muestra diferencias internas de evolución: a)

los tumores malignos del aparato digestivo se han reducido a la mitad, destacando el de estómago; b) el de mama y los de colon, recto y ano pasan a ocupar las primeras posiciones desde mediados de la década de los ochenta, y se han caracterizado por una tendencia de aumento hasta principios de los años noventa; y c) los tumores genitales y broncopulmonares son en la actualidad el tercer y el sexto tumor de mayor mortalidad, con una tendencia de evolución plana en las dos últimas décadas.

Otros dos grupos de causas han contribuido de forma significativa a la supervivencia entre los 65 y los 79 años: las del aparato respiratorio y las del digestivo. En las del aparato respiratorio la tasa se ha reducido a la mitad en los hombres y a una tercera parte en las mujeres, con un comportamiento positivo de los distintos subgrupos. En la evolución de la gripe se observan dos fases: la primera, a principios de los setenta, con tasas sometidas aún a fluctuaciones anuales, como en los años 1969, 1971 y 1973; la segunda, de rápida reducción por el desarrollo de vacunas polivalentes y por las campañas de vacunación, aunque persisten, con menor periodicidad, determinados años de “crisis”, como en 1999. Por su parte, las tasas de mortalidad del aparato digestivo se han reducido a la mitad en ambos sexos, jugando un papel determinante en los hombres el descenso de la mortalidad por cirrosis y otras crónicas del hígado<sup>284</sup>.

- *Mortalidad en la población de 80 y más años.* En las edades más avanzadas se ha mantenido la preponderancia de las causas del aparato circulatorio, pero con una pérdida de peso relativo del orden de 12 puntos en ambos sexos. En estas edades se aprecia con mayor claridad el impacto del descenso de la mortalidad cerebrovascular y del resto de causas del aparato circulatorio. La tasa para el conjunto de esos dos subgrupos ha pasado en ambos sexos de valores medios entorno del 500 por diez mil en 1971-74 a niveles del 190 por diez mil en 2001-04. La tendencia del subgrupo de causas del corazón ha sido menos favorable, con un descenso en ambos sexos del 25 por ciento, debido a que la mortalidad por infarto y otras isquémicas del corazón se ha mantenido estable en los últimos periodos.

El resto de causas presenta trayectorias parecidas a las descritas para la población de 65 a 79 años, diferenciándose en su estructura interna, ya que conforme aumenta la edad, se incrementa el peso de las enfermedades respiratorias, adquieren mayor relevancia las demencias y el Alzheimer, y disminuye el de los tumores. En relación con los cánceres se han incrementado las tasas de mortalidad, sobretudo en los hombres, y se ha producido una creciente desigualdad por sexo. En los hombres el de próstata representa alrededor de una quinta parte del total de la mortalidad por cáncer y se ha caracterizado por su crecimiento hasta finales de los años noventa. Unas trayectorias similares, sin cambios de tendencia en los últimos años, se han dado en los tumores del aparato respiratorio y en los de colon, recto y ano, con incrementos para el conjunto del periodo del 250 por ciento; mientras que el tumor de estómago, al igual que en el resto de edades, se ha reducido un 60 por ciento. La caída de la mortalidad cardiovascular ha permitido que aflorasen, con mayor intensidad en las mujeres al ser menor la incidencia

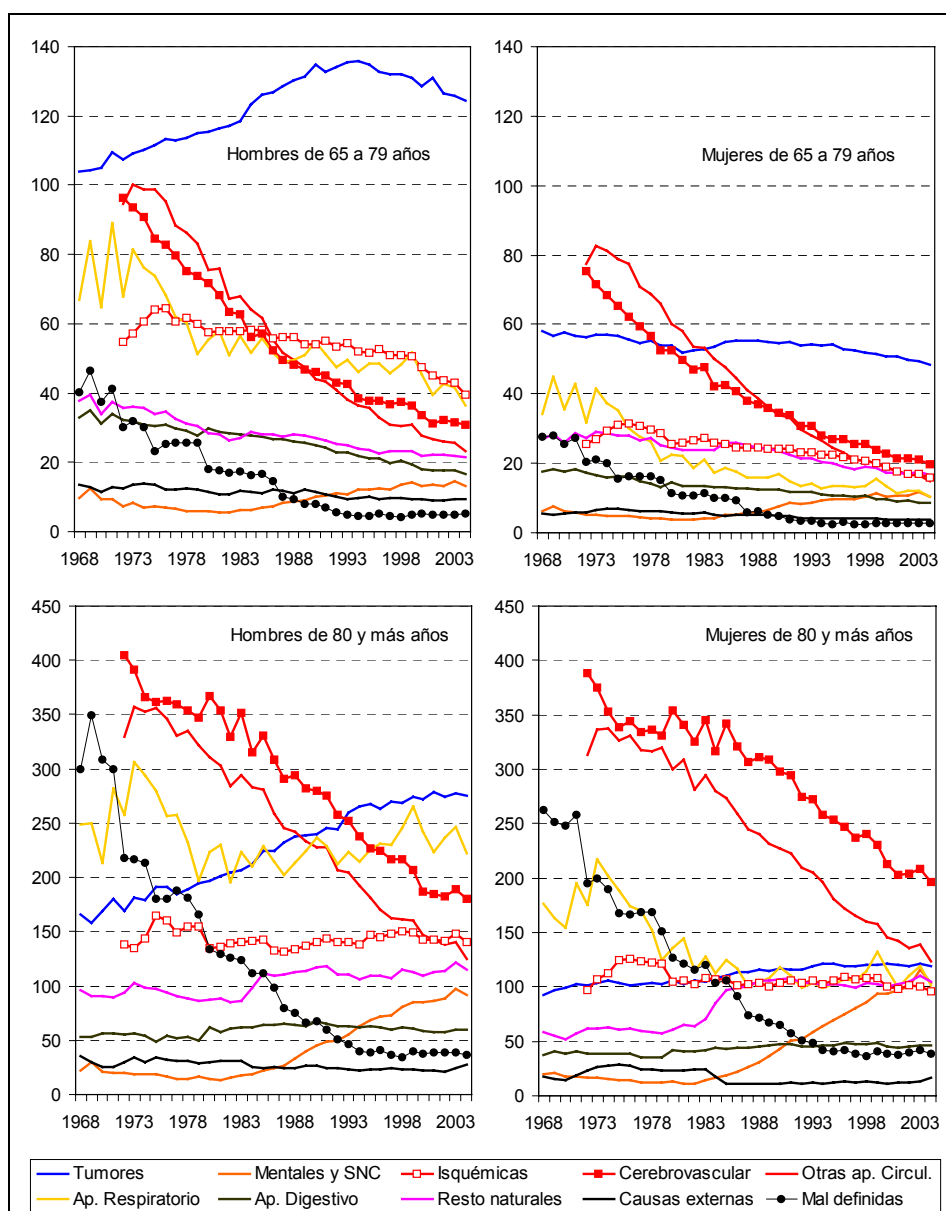
---

<sup>284</sup> Esta subrúbrica representaba a mediados de la década de los setenta la mitad de las muertes masculinas por causas del aparato digestivo y el 37 por ciento de las femeninas, mientras que a principios de este siglo su peso en el conjunto de la mortalidad del aparato digestivo se ha reducido al 40 y al 30 por ciento, respectivamente. Para el conjunto del periodo analizado, y en estas edades, la tasa estandarizada masculina por cirrosis y otras crónicas del hígado ha caído del 15 al 7 por diez mil, y la femenina del 7 al 2,5 por diez mil.



de los tumores, un conjunto de enfermedades que se encuentran relacionadas con el envejecimiento del organismo humano. Así, la tasa estandarizada de mortalidad para el macro-grupo de trastornos mentales y del sistema nervioso central ha aumentado del 20 al 95 por diez mil en los hombres y del 18 al 110 por diez mil en las mujeres, con una de cada tres defunciones por Alzheimer, trazando una evolución que presagia que a corto plazo pueden llegar a superar a los tumores y a las enfermedades respiratorias como segunda causa de muerte entre las mujeres mayores de 80 años.

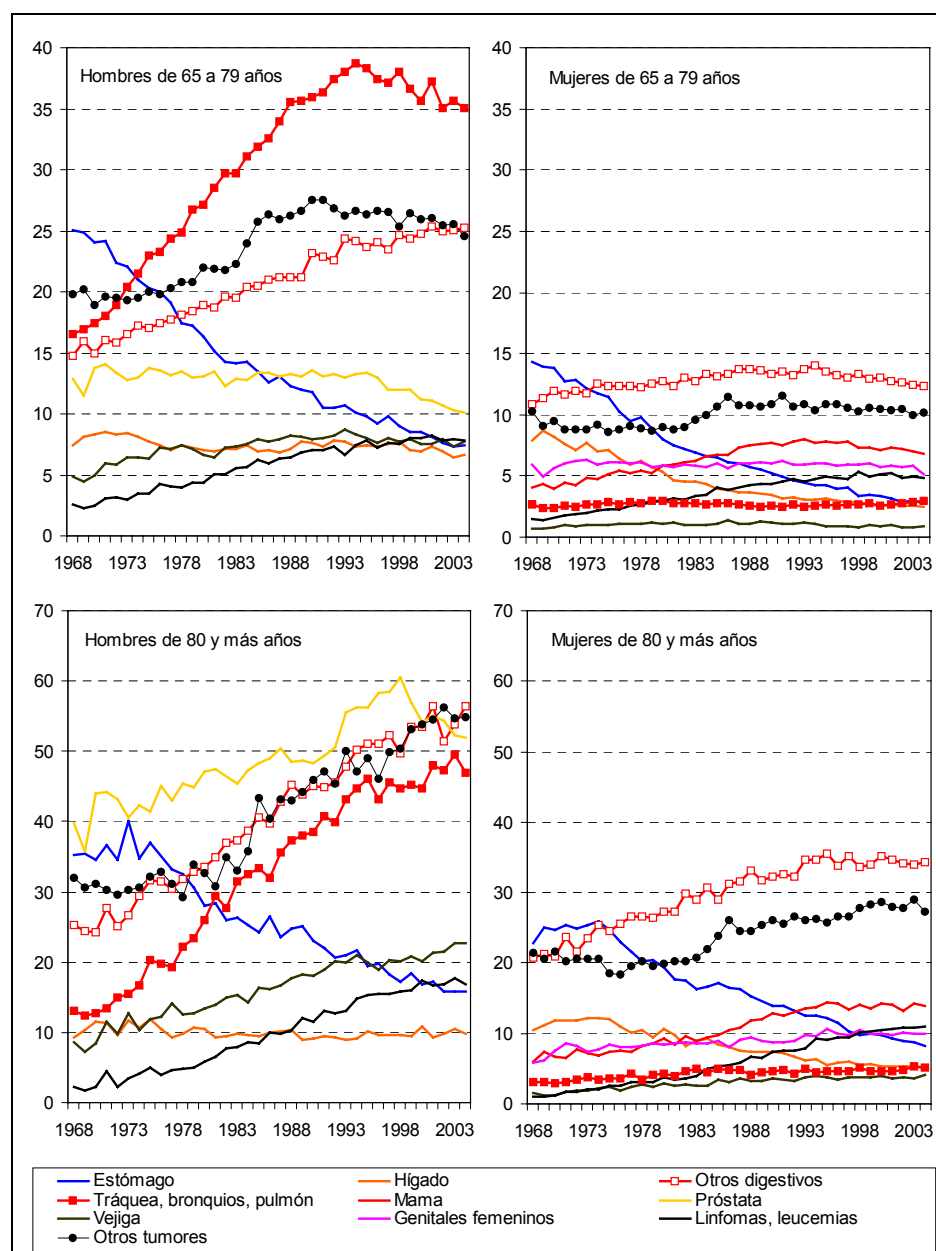
Gráfico 5.24: Tasas de mortalidad de 65 a 79 años y de 80 y más años por grandes grupos de causas de muerte. Tasas por 10.000. 1968-2004.



Nota: no se han representado las enfermedades del aparato circulatorio de 1968 a 1971, ya que las tasas por causas isquémicas y cerebrovasculares son muy bajas. Esos años son los posteriores a la entrada en vigor de la 8ª CIE, reflejando que la adaptación a los criterios de esa clasificación no fue inmediata. Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

Gráfico 5.25: Tasas de mortalidad de 65 a 79 años y de 80 y más años por grandes tipos de cáncer. Tasas por 10.000. 1968-2004



Fuente: elaboración propia.

En las edades más avanzadas la tendencia a un aumento en las expectativas de vida se ve sujeta, aún hoy en día, a ciertas fluctuaciones anuales, tal como se constata en algunos de los últimos años. Si tomamos como referencia a las mujeres, en el año 1999 sus expectativas de vida a la edad 85 sufrieron un ligero retroceso como consecuencia de la virulencia ese año del virus de la gripe, duplicándose el número de óbitos por influenza en relación con el año anterior. En el año 2003 la esperanza de vida femenina a la edad 85 fue 4 décimas inferior a la observada en los años adyacentes, debido a los efectos de la canícula de ese estío, con un aumento de las defunciones diagnosticadas como “golpe de calor” y deshidratación, así como de otras causas de muerte que

responden a patologías crónicas previas consideradas de riesgo ante situaciones de altas temperaturas<sup>285</sup>

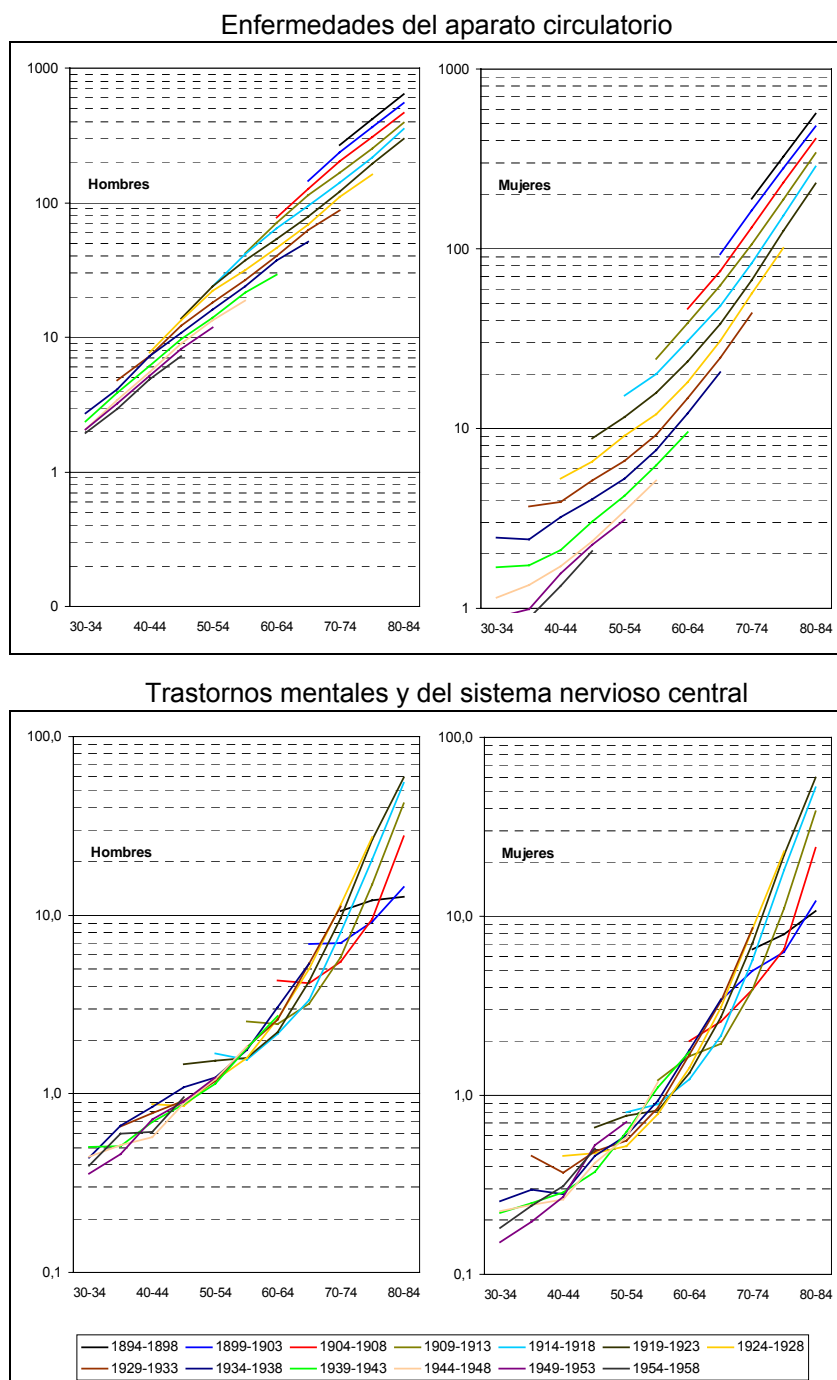
El análisis generacional permite, como en el caso de los tumores broncopulmonares, realizar una aproximación a las tendencias subyacentes de aquellas causas que se han ido configurando como básicas en la supervivencia en las edades avanzadas (Gráfico 5.26). La mortalidad por causas del aparato circulatorio presenta un perfil de crecimiento exponencial con la edad, siendo su incidencia más temprana en los hombres. Los trazos de las cohortes presentan un claro paralelismo, situándose las líneas de las generaciones más recientes por debajo de las precedentes. El ritmo de caída de las tasas entre generaciones ha sido muy intenso en las edades maduras y en las primeras edades avanzadas, especialmente en las mujeres. La tasa femenina de 60 a 64 años de la generación 1939-43 fue una cuarta parte del valor observado para la cohorte 1909-13, al pasar del 38,5 al 9,5 por diez mil, mientras que en los hombres se redujo en un 60 por ciento, del 71 al 29 por diez mil. No obstante, en términos de supervivencia sus mayores efectos se han concentrado en las edades más avanzadas con fuertes descensos en la magnitud absoluta de las tasas. La mortalidad cardiovascular de 80 a 84 años fue del 546 por diez mil en las mujeres nacidas entre 1894-98 y del 231 por diez mil en las de 1919-23: es decir, en un lapsus de sólo 25 generaciones por cada 10.000 mujeres de esas edades han sobrevivido 332 más. Las tendencias indican que, a corto y medio plazo, se mantendrá la reducción de la mortalidad por enfermedades del aparato circulatorio. En este sentido, en las edades maduras se observa en los hombres una ligera ruptura en la línea de cada generación en las dos últimas edades, lo que indicaría que en el periodo más reciente se ha intensificado el descenso de las tasas de mortalidad.

Por su parte, el patrón generacional de los trastornos mentales y del sistema nervioso central muestra su mayor incidencia en las edades más avanzadas, con una aceleración de las tasas de mortalidad a partir de los setenta años. En esas edades, las tasas de las cohortes más recientes tienden a situarse por encima del nivel de las tasas de las generaciones anteriores, especialmente en las edades más avanzadas. Entre la cohorte 1899-1903 y la 1919-1923 la tasa de mortalidad en el grupo de 80 a 84 años se ha multiplicado por cuatro en los hombres y por cinco en las mujeres. Una parte de ese incremento estaría relacionada con una mejora en la certificación de esas enfermedades, como se observa en el hecho de que los valores de las cohortes que se corresponden con datos de observación de los años setenta y principios de los ochenta muestran una trayectoria plana incluso en las edades más avanzadas. No obstante, realizada esa salvedad, los datos revelan la tendencia a un mayor protagonismo de esas enfermedades, cuya intensidad dependerá en gran medida del ritmo de caída en los años venideros de la mortalidad cardiovascular y del comportamiento de la mortalidad por cáncer.

---

<sup>285</sup> INE: (2006: *España en cifras 2006*)

Gráfico 5.26: Tasas generacionales de mortalidad por enfermedades del aparato circulatorio y por trastornos mentales y del SNC. España. Tasas por 10.000.

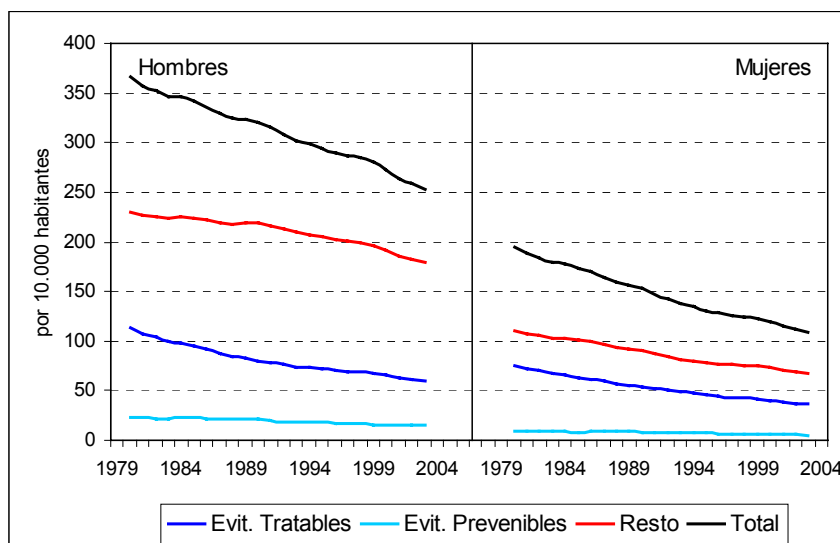


Fuente: elaboración propia.

Para concluir, el análisis de la evolución reciente de los componentes de la mortalidad en las edades ancianas más jóvenes muestra que los mayores descensos, tanto relativos como absolutos, se han concentrado en las causas evitables médicamente, con una caída de las tasas del 120 al 56 por diez mil (Gráfico 5.27). En esas edades, una parte considerable de la

mortalidad masculina corresponde a causas categorizadas como no evitables que, a pesar de su tendencia positiva, han tenido un descenso relativo menor, del 25 por ciento entre 1979 y 2004. El esquema femenino difiere del observado en los hombres por la menor incidencia de las causas no evitables<sup>286</sup> y por el paralelismo que se observa en el descenso de los distintos componentes de la mortalidad.

Gráfico 5.27: Evolución reciente de la mortalidad evitable en la población de 65 a 74 años. España, 1979-2004. Tasas estandarizadas por 10.000 habitantes.



Nota: Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005. Media de los valores de tres años centrada en el año de referencia.

Fuente: elaboración propia.

### 5.3 Transición epidemiológica y esperanza de vida

La descripción de la trayectoria de la mortalidad en las distintas etapas del ciclo vital y de las transformaciones en sus patrones por causa, se complementa en este apartado con un análisis de su impacto sobre la esperanza de vida de la población española. El esquema es

<sup>286</sup> En el bienio 2003-04 la sobremortalidad masculina de 65 a 74 años, medida en términos de ratios entre tasas estandarizadas, fue del 130 por ciento. Si consideramos las causas evitables la sobremortalidad masculina se reduce a un 80 por ciento, mientras que aumenta hasta un 160 por ciento para el conjunto del resto de causas.

similar al empleado para el estudio de la evolución de la mortalidad por edad y causa. Como ya se ha mencionado, la información sobre causas de muerte hace imprescindible el uso de dos escalas temporales y de dos tipologías de causas. La primera escala ofrece una visión de conjunto del siglo XX, analizando los cambios en el esquema de ganancias de años de vida durante la transición epidemiológica. Inicialmente se valoró realizar ese análisis para cada quinquenio o decenio del siglo, pero la Gripe de 1918 y la Guerra Civil alteraban los patrones de ganancias, introduciendo un juego de pérdidas y recuperaciones que introducía confusión en las tendencias a largo plazo. Por este motivo, se ha considerado más idóneo realizar un estudio de cuatro grandes periodos (1911-1931, 1931-1951, 1951-1971 y 1971-2001) que enmarcan etapas claves del proceso de la transición epidemiológica española. La segunda escala, sobre la base de un patrón epidemiológico moderno, muestra el impacto de la sobremortalidad adulta-joven y de los avances de longevidad en la evolución reciente de la esperanza de vida de los españoles.

### *5.3.1 De la infancia a la vejez, de las infecciosas a las cardiovasculares: el nuevo patrón de ganancias de años de vida*

En el esquema de ganancias de años de vida de la población española durante el siglo XX pueden distinguirse cuatro grandes etapas (Gráfico 5.28 y Gráfico 5.29).<sup>287</sup>

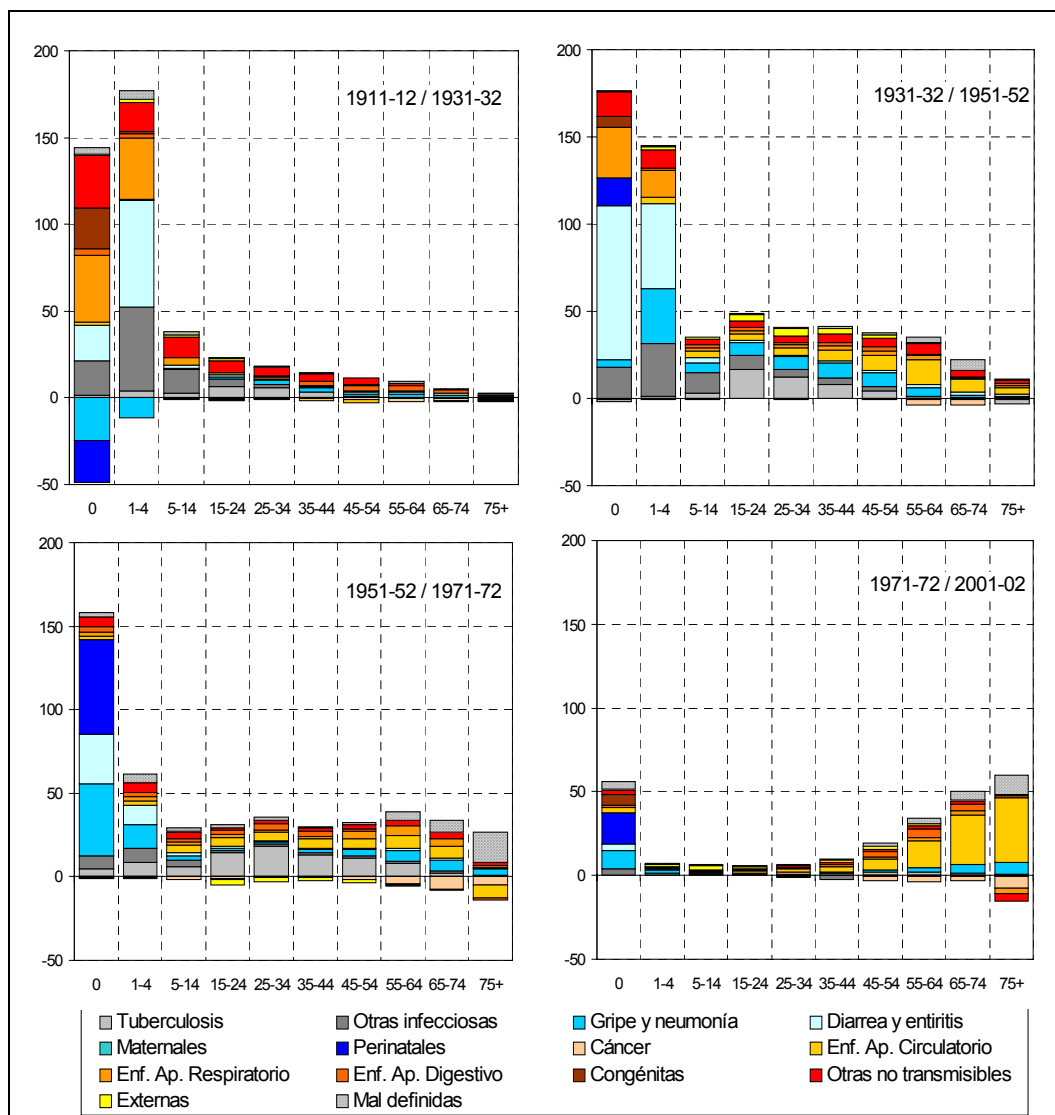
- 1) En las dos décadas que transcurren de 1911 a 1931 la esperanza de vida al nacer de los hombres españoles se incrementó en 8,1 años y la de las mujeres en 9,3 años. El esquema era el propio de una sociedad inmersa en los inicios de la tercera fase de la transición epidemiológica, con una concentración de las ganancias de años de vida en la infancia por la reducción de las enfermedades infecciosas y de las propias de la primera infancia. El descenso de los riesgos de morir en los cinco primeros años de vida aportó 5,2 años a la vida media de los hombres españoles y 4,9 años a la de las mujeres; es decir, un 71 y un 58 por ciento de la ganancia total. Las mejoras fueron más intensas en los niños de 1 a 4 años, que en los lactantes, jugando un papel destacado el descenso de la mortalidad por diarrea y enteritis, de las enfermedades del aparato respiratorio, así como del grupo que engloba al resto de causas infecciosas, mientras que la gripe y la neumonía y las causas perinatales<sup>288</sup> restaron años de vida en la infancia. La contribución del resto de edades fue decreciente con la edad, siendo muy marginal la de las edades maduras y avanzadas, ya que la evolución de los riesgos de morir a partir de los 55 años sólo aportó 23 centésimas a la vida media de los hombres y 70 centésimas a la de las mujeres. En las mujeres en las edades adultas destacan también las ganancias como consecuencia de una primera etapa de reducción de los riesgos reproductivos.

---

<sup>287</sup> En el anexo A.14 se ha graficado para cada sexo la contribución de las distintas edades a la variación anual de la esperanza de vida al nacer de 1911 a 2004.

<sup>288</sup> Hasta la segunda mitad del siglo XX la distinción entre mortalidad perinatal y congénita era compleja, lo que explicaría el dispar comportamiento de esos dos grupos de causas.

Gráfico 5.28: Contribución edad-causa a la variación de la esperanza de vida al nacer.  
Centésimas de año en término medio por decenio. Hombres.



Nota: la unidad de medida son centésimas de año de esperanza de vida. Al ser los periodos analizados de distinta amplitud se ha graficado la ganancia media decenal. Esa ganancia media decenal fue de 4,1 años entre 1911-1931, de 5,2 años entre 1931-1951, de 4,8 años entre 1951-1971 y de 2,4 años entre 1971 y 2001.

Fuente: elaboración propia a partir del anexo A.14.

- 2) Los dos siguientes decenios, entre 1931 y 1951, fueron, a pesar del freno que supuso la Guerra Civil y los años de la inmediata posguerra, el periodo de mayor incremento absoluto en la vida media de los españoles, de 10,4 años en los hombres y de 11,5 años en las mujeres. Las mejoras siguieron recayendo en la infancia, ya que la reducción de la mortalidad en el grupo de 0 a 4 años aportó 6,4 años a la esperanza de vida al nacer en ambos sexos. A diferencia del periodo anterior el mayor protagonismo recayó en el primer año de vida por la reducción de la mortalidad por diarreas en los años cuarenta y por el comportamiento favorable del resto de causas en la infancia. Las edades adultas, entre los 15 y los 54 años, adquirieron más relevancia, al aportar 3,3 años a la vida de los hombres y 3,6 años a la de las mujeres. En esas edades destacó el papel de la tuberculosis, responsable de una cuarta parte de la ganancia total de años en la adultez.

Además, en esos decenios se dieron ya ganancias, aunque muy moderadas, asociadas a una primera fase de descenso de las enfermedades del aparato circulatorio en las edades maduras, especialmente en las mujeres.

- 3) En los años cincuenta y sesenta, con una mejora de 9,5 años en las expectativas de vida al nacer de los hombres y de 10,3 años en la de las mujeres, se profundizó en la reducción de los riesgos en la infancia y en el control de la mortalidad de etiología transmisible. Si bien el primer año de vida todavía concentró la mayor parte de las ganancias, el 50 por ciento en los hombres y el 43 por ciento en las mujeres, el papel de los infantes de 1 a 4 años se redujo ya de forma muy significativa. En las edades adultas destacan dos aspectos. En primer lugar, la reducción de la mortalidad por tuberculosis, cuya incidencia era muy elevada en la España de principios de los cincuenta, aportó 1,8 años a los hombres y 1,5 años a las mujeres. En segundo lugar, el inicio de una divergencia en el papel de los riesgos de morir por causas externas en ambos sexos, al restar 0,2 años de vida a los hombres. En las mujeres, el papel de las edades maduras y de las ancianas más jóvenes superó ya al de los grupos de edad adulta, presagiando el inicio de un nuevo esquema de ganancias. El descenso de la mortalidad entre los 55 y los 74 años contribuyó en 1,2 años a la vida media de los hombres y en 1,8 años a la de las mujeres, debido al descenso de las causas del aparato circulatorio en las mujeres<sup>289</sup> y a las enfermedades de transmisión aérea como la gripe y la neumonía en ambos sexos.
- 4) En el periodo 1971-2001 el esquema es ya radicalmente distinto por la progresiva pérdida de protagonismo de la infancia y por la paulatina concentración de los años de vida en edades avanzadas. En el conjunto de esas tres décadas la vida media de los hombres aumentó en 7,3 años y la de las mujeres en 8,5 años. La mortalidad del primer año de vida aportó alrededor de 1,5 años en ambos sexos, es decir un 25 por ciento del total en los hombres y un 18 por ciento en las mujeres, debido a la reducción de las causas perinatales, de las congénitas y de las infecciosas de transmisión aérea. El resto de la infancia, la adolescencia y las edades adultas hasta los 54 años tuvieron en su conjunto una contribución similar a la del primer año de vida. Los avances en la supervivencia en la madurez y en la ancianidad representaron el 54 por ciento de la ganancia total en los hombres y el 64 por ciento en la de las mujeres. Las españolas se encontraban en una fase más avanzada de la transición, ya que las ganancias por encima de los 75 años fueron superiores a las del grupo de 65 a 74 años. Esa mayor longevidad acentuó los diferenciales de vida media entre sexos, ya que la reducción de la mortalidad a partir de los 75 años añadió 2,6 años de vida a las mujeres y 1,3 años a los hombres, siendo el elemento desencadenante el descenso de la mortalidad cardiovascular<sup>290</sup>, y en menor medida de la gripe y de la neumonía. En sentido opuesto, los tumores siguieron restando años de vida a la población masculina española, al tiempo que emergió en ambos sexos un comportamiento negativo en el grupo que engloba al resto de causas transmisibles debido a las enfermedades mentales y del

---

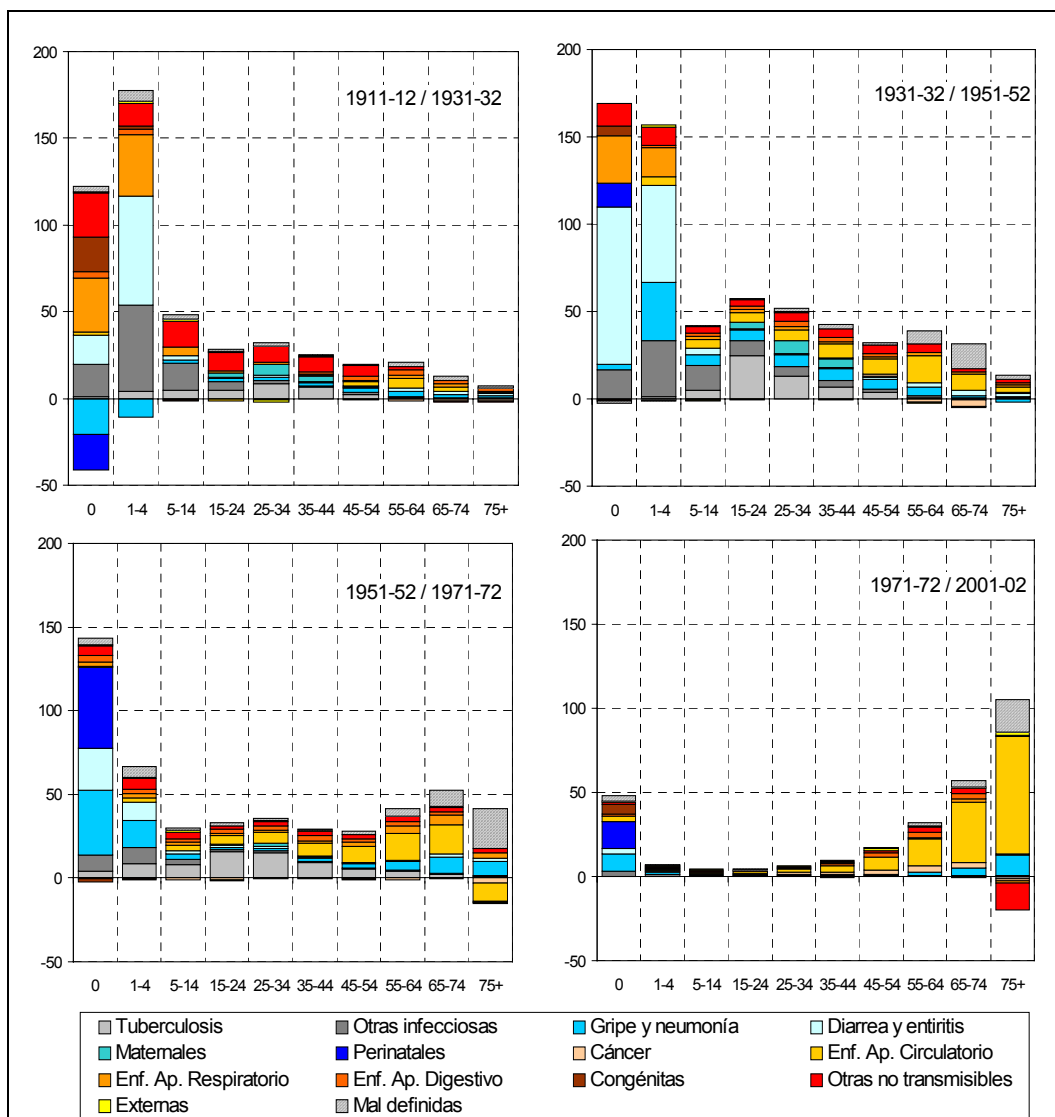
<sup>289</sup> En este periodo, las causas del aparato circulatorio están condicionadas por la evolución del peso de los síntomas mal definidos del aparato circulatorio que se englobaban dentro del grupo de causas mal definidas. Esto explicaría los paradójicos resultados del grupo de 75 años y más, en el que se observa, a diferencia de los grupos anteriores una aportación negativa de estas causas, que se ve compensada por una contribución positiva de las mal definidas.

<sup>290</sup> La reducción de las causas del aparato circulatorio en las mujeres mayores de 75 años contribuyó por sí sola a un cuarto de la ganancia total de la esperanza de vida al nacer entre 1971 y 2001.



sistema nervioso central en las edades más avanzadas. Al desplazamiento de las ganancias a edades cada vez más avanzadas, rasgo que se considera como definitorio del tránsito entre la tercera y la cuarta fase de la transición epidemiológica, se superpuso el incremento de los riesgos de morir de los adultos-jóvenes, que devino el aspecto determinante en la evolución más reciente de la esperanza de vida de los hombres<sup>291</sup>.

Gráfico 5.29: Contribución edad-causa a la variación de la esperanza de vida al nacer. Centésimas de año en término medio por decenio. Mujeres.



Nota: la unidad de medida son centésimas de año de esperanza de vida. Al ser los periodos analizados de distinta amplitud se grafica la ganancia media decenal. Esa ganancia media decenal fue de 4,7 años entre 1911-1931, de 5,8 años entre 1931-1951, de 5,2 años entre 1951-1971 y de 2,8 años entre 1971 y 2001.

Fuente: elaboración propia a partir del anexo A.14.

<sup>291</sup> En la década de los ochenta las expectativas de vida de los hombres aumentaron 0,8 años y en los noventa en 2,5 años; mientras que las de las mujeres lo hicieron en 1,9 y en 2,2 años.

Para analizar con más detalle este último periodo se ha descompuesto la variación de la esperanza de vida al nacer de los últimos cuatro quinquenios en función de la evolución de la mortalidad por edad y causa (Gráfico 5.30)<sup>292</sup>. Los aspectos más destacables son:

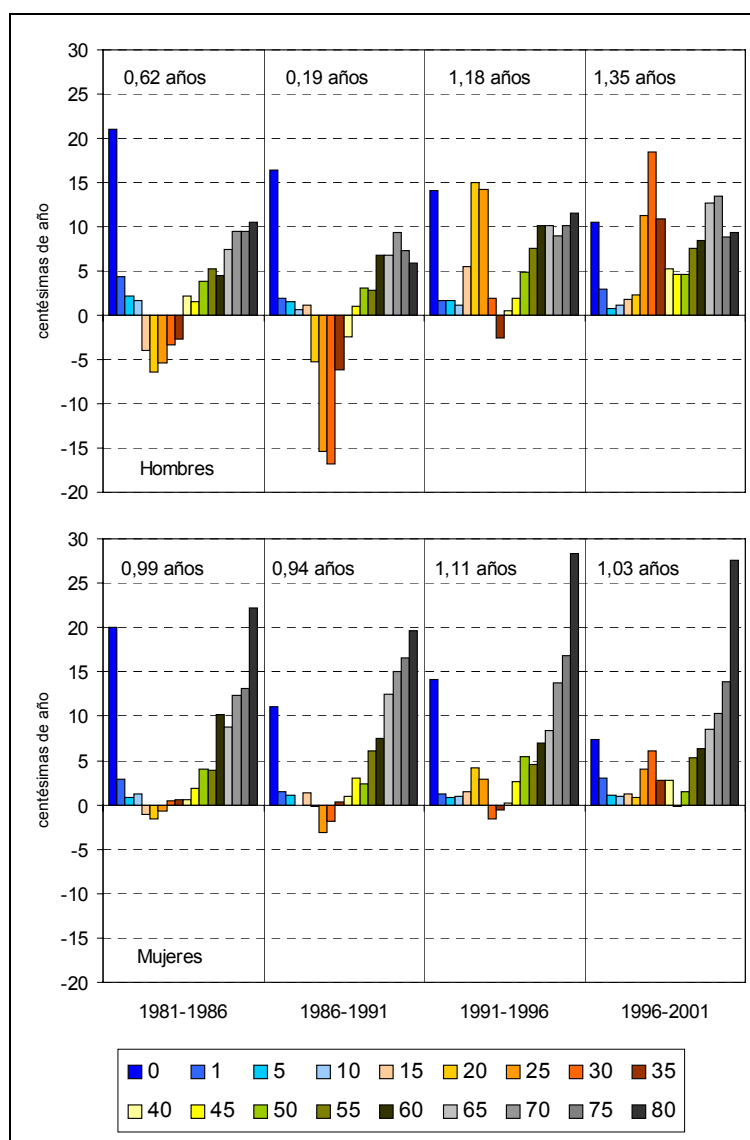
- 1) La aportación de la infancia se ha reducido a la mitad en las dos últimas décadas, siendo su papel cada vez más marginal debido a los bajos riesgos de morir en estas edades. El escaso remanente de mejora en esas edades se aprecia realizando un ejercicio consistente en recalcular cuál hubiese sido la esperanza de vida de los españoles en el año 2004 manteniendo los riesgos de morir de ese año a partir de la edad 15 y modificando los de la infancia bajo supuestos muy favorables. Con una mortalidad infantil del 2 por mil en ambos sexos y tasas entre 1 y 14 años un 50 por ciento inferiores a las observadas la vida media de los españoles en 2004 hubiese sido sólo 0,29 años superior a la registrada y la de las españolas 0,18 años.
- 2) La presencia de un juego de pérdidas y ganancias en las edades adultas-jóvenes en los hombres. El incremento de los riesgos de morir entre los 15 y los 39 años restó 0,75 años de vida a los hombres durante la década de los ochenta. En el primer quinquenio la pérdida fue menor, de 0,22 años, al circunscribirse a los accidentes de tráfico, mientras que en el siguiente quinquenio se le unió la patología del SIDA y la mortalidad accidental por consumo de drogas, con una pérdida de 0,42 años de vida, de los cuales 0,28 por SIDA, 0,09 por accidentes de tráfico y 0,08 por abuso de estupefacientes. En la década de los noventa se recuperan esos años de vida, con una ganancia de 0,8 años, en un primer momento por el descenso de los accidentes de tráfico y posteriormente por la reducción de la mortalidad por SIDA. En las mujeres los juegos de compensaciones entre pérdidas y ganancias fueron menos relevantes, produciéndose en el conjunto del periodo una ligera aportación positiva de 15 centésimas de años. Esas cifras muestran que el importante avance en la vida media de los hombres españoles durante el último decenio, que incluso superó al de las mujeres, se debió en parte a un efecto coyuntural, de recuperación de pérdidas, y, por tanto, esos ritmos difícilmente se mantendrán a medio plazo.
- 3) Las edades adultas-maduras habían constituido una etapa del ciclo vital en la que se acentuaban los diferenciales de vida entre sexos, pero en las últimas décadas se ha invertido esa tendencia, ya que el descenso de los riesgos de morir en esas edades entre 1981 y 2001 ha aportado 0,84 años a la vida media de los hombres y 0,76 años a la de las mujeres. La mayor contribución en los hombres se debe al nivel más alto de partida de sus tasas, al cambio de trayectoria en los tumores respiratorios y a un mayor margen de mejora por causas del aparato circulatorio. En este sentido, la menor mortalidad cardiovascular de las mujeres constriñe cada vez más las posibilidades de avances, que en estas edades deberán ser consecuencia de la reducción de otras causas de muerte, especialmente de los tumores. Si bien la tendencia más reciente ha sido positiva para la mayoría de los cánceres femeninos, y especialmente para el de mama, se ha producido por primera vez una pérdida de años de vida por tumores respiratorios en los primeros años del presente siglo.

---

<sup>292</sup> En el gráfico sólo se ha representado el efecto de la edad, mientras que la combinación edad-causa se presenta para cada uno de los sexos en el anexo A.15 en forma de tablas sintéticas.

- 4) El proceso de concentración de las ganancias en edades cada vez más avanzadas se observa claramente en las mujeres. Entre 1996 y 2001 el descenso de las tasas de mortalidad a partir de los 75 años aportó casi medio año a la esperanza de vida al nacer de las mujeres españolas, equivalente al 40 por ciento de la ganancia total. Dicha aportación es muy relevante ya que se produce en un contexto de reducción de los riesgos de morir y requiere, por tanto, de caídas relativas cada vez más importantes en las tasas de mortalidad. Por su parte, los hombres se encuentran en un estadio más retrasado de la transición, ya que las mayores ganancias todavía se localizan en el grupo de 65 a 74 años.

Gráfico 5.30: Contribución de las edades a la variación de la esperanza de vida en la década de los ochenta y de los noventa. España.



Fuente: elaboración propia.

Recapitulando, en sus grandes líneas, los progresos en las expectativas de vida de los españoles a lo largo del siglo XX, si se descuenta el papel autónomo de la mortalidad del primer año de vida, muestran un desplazamiento de las ganancias de años de vida a edades cada vez más avanzadas, a medida que iban agotándose las posibilidades de mejoras en las edades previas<sup>293</sup>. En las primeras décadas del siglo pasado fueron los niños y los púberes los más beneficiados a raíz del descenso de las enfermedades de origen infeccioso de gran incidencia en ese colectivo; en las décadas centrales fueron los adultos, especialmente los más jóvenes, por el control de la mortalidad por tuberculosis; mientras que en las últimas décadas, ha sido la población madura y, posteriormente, la anciana las grandes beneficiadas por la caída de la mortalidad cardiovascular.

### 5.3.2 Hombres y mujeres: cuando los estilos de vida devienen determinantes

La sobremortalidad masculina a principios del siglo XX, a diferencia de la actualidad, no era un fenómeno generalizado. En las edades adultas-jóvenes y fecundas, los riesgos de morir de las mujeres eran más elevados, no sólo por una combinación de embarazos frecuentes con un entorno sociosanitario deficiente, sino también por la incidencia de algunas causas relacionadas con una discriminación de índole sexual en la asignación de recursos y en la posición social de la mujer<sup>294</sup>. El descenso de la fecundidad, unido a las mejoras ambientales y sanitarias, y a una mayor valoración social de las mujeres, favorecieron la progresiva reducción de las causas específicas de mortalidad femenina. Las enfermedades transmisibles, que eran menos discriminante en función del sexo, fueron sustituidas por una estructura de la mortalidad en la que cada vez más predominaban causas que presentaban una fuerte desigualdad entre sexos. Ese proceso se fue desarrollando en la primera mitad del siglo XX, pero no fue hasta principios de la década de los sesenta cuando se intensificó, dando lugar a la aparición de dos claras modas de sobremortalidad masculina, una centrada en las edades adultas-jóvenes, otra en las edades maduras (Gráfico 5.31).

En las primeras décadas del siglo XX se observa la presencia de dos franjas de edad con sobremortalidad femenina. La primera se localizaba en la niñez, planteándose el interrogante de si responde a un diferencial en el cuidado paterno y a una discriminación en la asignación de los recursos en función del sexo, o bien es el resultado de un artificio estadístico debido a una menor declaración censal de las niñas, que comportaría una sobreestimación de sus riesgos de morir. La segunda se ubicaba en las edades de mayor fecundidad y respondía, aunque no exclusivamente, a factores de riesgo ligados a la maternidad, cuya incidencia fue

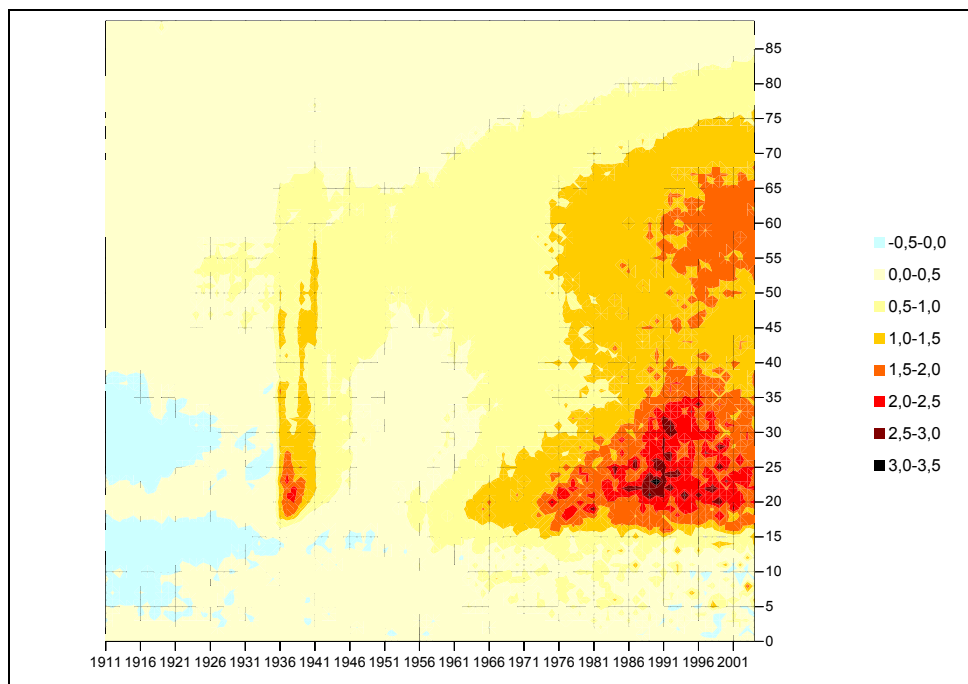
---

<sup>293</sup> F. Viciano (2002: *op. cit.*)

<sup>294</sup> M. Cortés-Majó et al. (1990: *The role of the social condition of women in the decline of maternal and female mortality*)

elevada hasta principios de los años treinta. Si bien en el resto de edades los riesgos de morir eran superiores en los hombres, los diferenciales se situaban siempre por debajo del 40 por ciento durante la segunda década del siglo XX. En la primera mitad de la centuria fue apareciendo de forma progresiva una sobremortalidad en las edades maduras, aunque la ratio entre los cocientes de ambos sexos no superó en ningún caso el 75 por ciento hasta principios de los años sesenta, a excepción del periodo de la Guerra Civil.

Gráfico 5.31: Evolución de la ratio entre los cocientes de mortalidad por edad simple de los hombres y de las mujeres. España. 1911-2004.



Fuente: elaboración propia.

El resultado eran unos diferenciales de vida media favorables a las mujeres de 2,7 años en el bienio 1911-12 (Gráfico 5.32). La alta mortalidad en la infancia, unida a un diferencial favorable a las mujeres en los primeros años de vida, contribuía en 1,7 años, equivalente al 63 por ciento del total. En otras palabras, si descontamos los mayores riesgos de morir de los niños en los albores de la vida, las diferencias entre hombres y mujeres se reducirían a tan sólo 1 año de vida. El papel de los adultos jóvenes era nulo, pues la mayor mortalidad de los hombres por causas externas se veía compensada por la pérdida de medio año de vida de las mujeres por causas reproductivas. La mayor parte del diferencial se concentraba en los adultos maduros por la mayor incidencia en los hombres de la tuberculosis y de las causas de los aparatos respiratorio y digestivo. En el bienio 1931-32 las desigualdades de vida media entre sexos habían alcanzado los 4 años, de los cuáles 2,8 años por las tasas de mortalidad a partir de los 15 años. En el incremento de los diferenciales a partir de la adolescencia confluyeron diferentes elementos: a) la reducción de los riesgos reproductivos; b) la evolución más favorable en la población femenina de la tuberculosis, de las enfermedades respiratorias y de las causas externas, que en su conjunto contribuyeron en

1,5 años a la diferencia de vida media entre sexos; y, c) el comportamiento diferencial en la evolución de las causas de muerte del aparato circulatorio en las edades maduras. En las dos décadas siguientes esas tendencias se intensificaron, aunque no se tradujeron en un aumento abrupto de las desigualdades de vida entre sexos, situándose éstas en los 4,7 años en el bienio 1951-52.

A partir de los años sesenta se constata una intensificación de la sobremortalidad masculina que afectó también a su patrón por edad. Como se ha analizado anteriormente, a raíz de la reducción de la tuberculosis afloró en las edades adultas-jóvenes una estructura de la mortalidad por causa muy discriminante en función del sexo, en un primer momento por disfunciones ligadas al modelo de desarrollo económico del periodo, y, posteriormente, por factores relacionados con los estilos de vida de la juventud española, como los accidentes de tráfico, las drogodependencias o el SIDA. A finales de los años ochenta y principios de los noventa la sobremortalidad masculina en las edades jóvenes fue, en términos relativos, la más alta del siglo y se extendió a un mayor grupo de edades, con cocientes masculinos entre los 15 y los 40 años que superaban en más de un 150 por ciento a los femeninos, llegando al 300 por ciento en algunas edades. Al mismo tiempo, se consolidó la segunda moda de sobremortalidad masculina en las edades maduras por la reducción más temprana de la mortalidad cardiovascular en las mujeres y por la mayor incidencia de los tumores en los hombres. Esa moda estaría relacionada con la llegada a esas edades de un conjunto de generaciones que vivieron su adultez en un periodo de la historia de España en el que las normas, los valores y los usos sociales trazaban una clara divisoria entre sexos.

La diferencia de vida media entre sexos alcanzó los 5,6 años a principios de la década de los setenta. Aunque persistían algunos rasgos de periodos anteriores, como el papel de los primeros años de vida, el perfil por edad era ya diferente. La contribución de las edades adultas-jóvenes, entre los 15 y los 34 años, superó a la de infancia, con un claro predominio de las causas externas<sup>295</sup>, que contribuyeron en medio año al diferencial de vida media entre sexos. Las diferencias de mortalidad entre los 55 y los 74 años contribuyeron en 2,5 años a la diferencia de vida media entre sexos, de los cuales una tercera parte por diferenciales de mortalidad en las enfermedades del aparato circulatorio y una cuarta parte en los tumores.

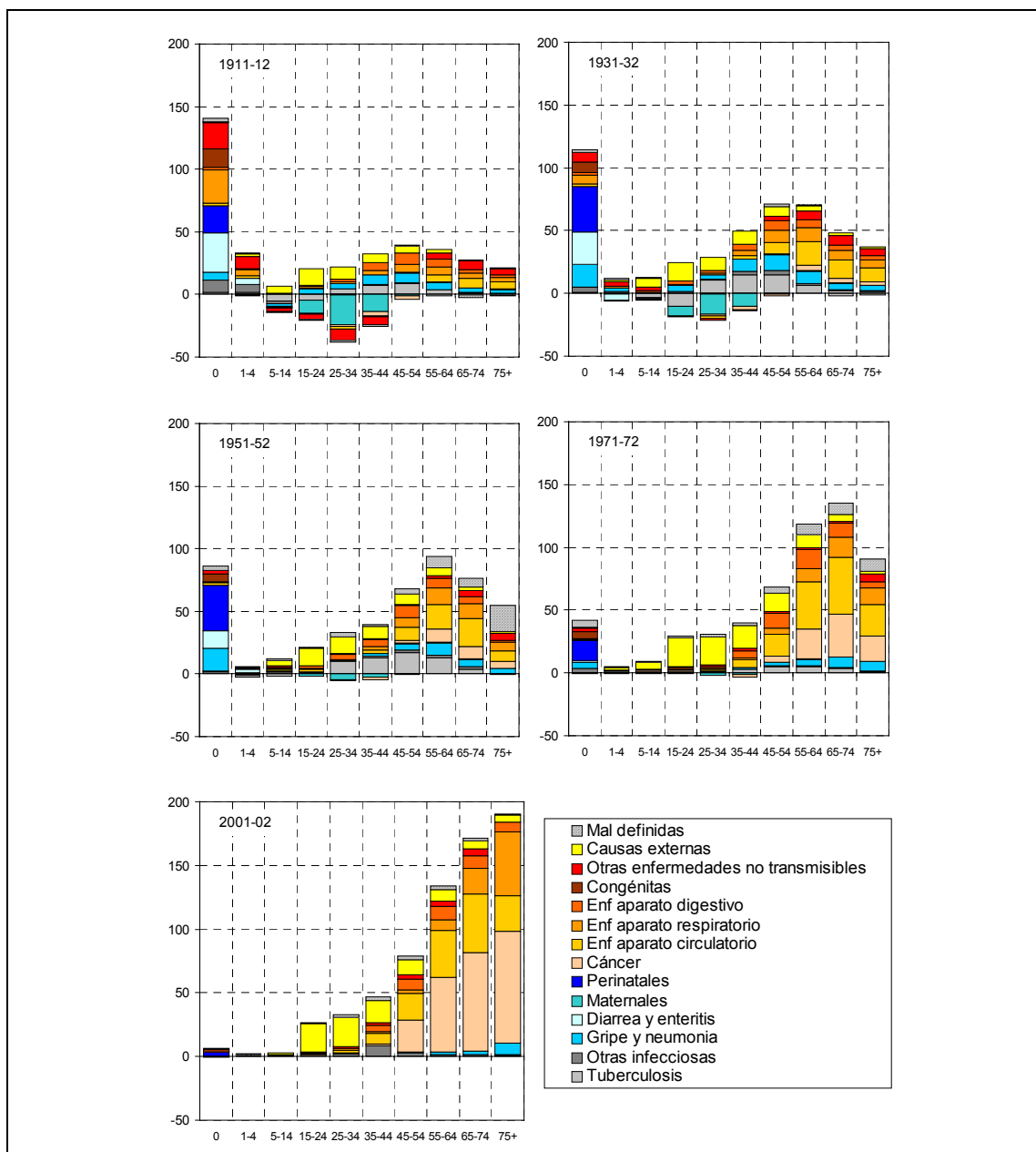
A principios de este siglo la diferencia de vida media entre hombres y mujeres se ha situado ligeramente por debajo de los 7 años. Los diferenciales en los riesgos de morir se han intensificado en la madurez y se han desplazado a edades cada vez más avanzadas, al tiempo que se ha modificado el papel de las diferentes causas de muerte. La contribución de las causas del aparato circulatorio continua siendo similar a la de principios de los años setenta, en torno de 1,4 años de vida, pero ha aumentado de forma significativa la de los

---

<sup>295</sup> En este proceso influyó también la reducción de los riesgos femeninos por causas reproductivas. La mortalidad ligada al embarazo y al parto reducía el diferencial de vida media con los hombres en 0,5 años en 1911-12, en 35 centésimas de año en 1931-31 y en sólo 4 décimas de año en 1971-72.

tumores, de los 0,8 años de 1971-72 a los 2,5 años de 2001-02, y en menor medida la de las causas del aparato respiratorio en las edades más avanzadas.

Gráfico 5.32: Contribución edad-causa a la diferencia de la esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres. España. Centésimas de año.



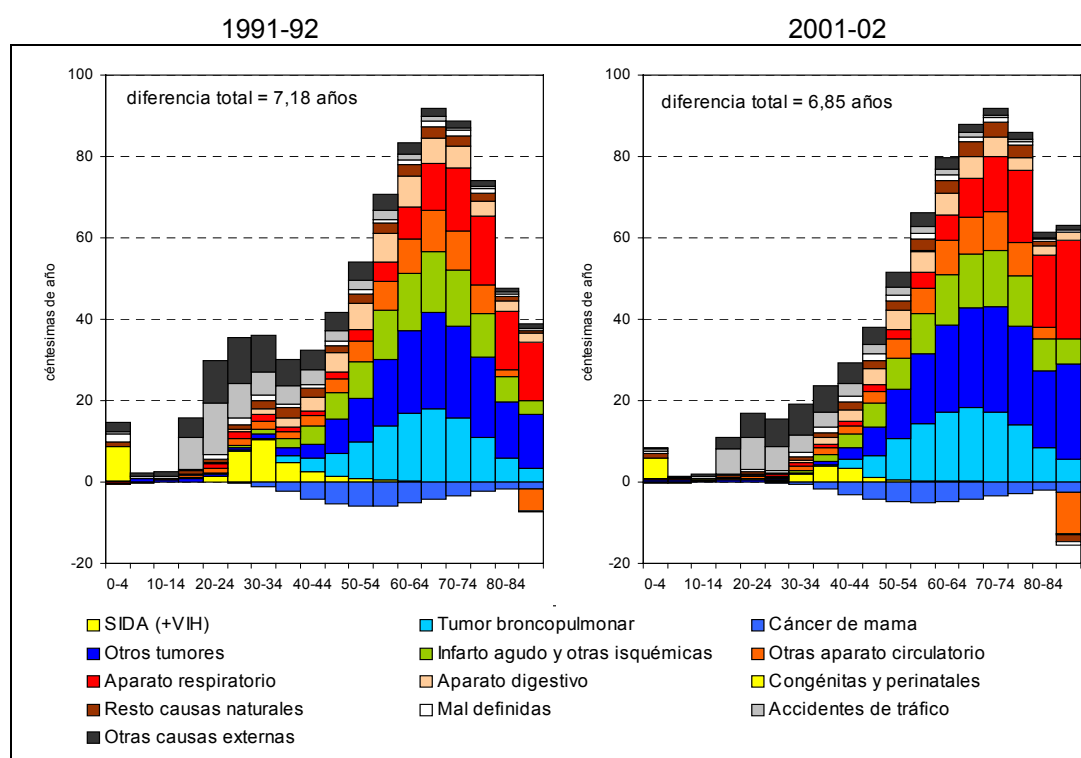
Nota: la unidad de medida son centésimas de año de esperanza de vida. La diferencia era de 2,7 años en 1911-1912, de 4,0 años en 1931-1932, de 4,7 años en 1951-1952, de 5,6 años en 1971-71, y de 6,9 años en 2001-2002.

Fuente: elaboración propia a partir del anexo A.14.

La comparación entre los bienios 1971-72 y 2001-02 no permiten apreciar los cambios más recientes, algunos de los cuales presagian cuáles pueden ser las tendencias futuras (Gráfico 5.33). Esos aspectos son:

- La sobremortalidad masculina en las edades adultas-jóvenes se ha reducido, al tiempo que se ha contraído su mayor intensidad a los grupos más jóvenes. Las desigualdades en los riesgos de morir entre los 15 y los 39 años contribuyeron a principios de los años noventa en 1,4 años a la diferencia de vida media entre sexos, lo que explica que fuese en ese periodo cuando se dieron los mayores diferenciales históricos con 7,3 años en 1992; mientras que a principios de este siglo su aportación es de tan sólo 0,8 años. Esa contracción refleja la inversión de la trayectoria de la mortalidad por accidentes de tráfico y por el resto de causas externas, así como el descenso en las tasas de mortalidad por SIDA; es decir, de aquellas causas con una mayor sobremortalidad masculina. En 1991-92 las tasas de mortalidad por SIDA de 15 a 39 años explicaban 0,25 años de la diferencia esperanza de vida al nacer entre sexos, mientras que en 2001-02 sólo en 6 centésimas de año. Esa reducción también se ha dado en el papel de los accidentes de tráfico, al pasar de 40 a 25 centésimas de año en idénticos bienios.

Gráfico 5.33: Descomposición edad-causa de los diferenciales de vida media entre sexos en 1991-92 y 2001-02. España.



Nota: en el anexo A.19 se han representado idénticos gráficos incluyendo los de los bienios 1986-87 y 1995-96.

Fuente: elaboración propia.

- Las diferencias en las tasas de mortalidad entre los 40 a los 64 años contribuían a principios de este siglo en 2,4 años a la diferencia de esperanza de vida entre sexos. A pesar de que en estas edades se localiza alrededor de un tercio de la diferencia total, en el último decenio se observa una ligera reducción de su peso como consecuencia de una trayectoria más favorable en la mortalidad masculina por causas del corazón, y de la más reciente inversión del papel de los tumores malignos broncopulmonares en la ganancia o en la pérdida de años de vida en ambos sexos. Por primera vez, entre 1996-97 y 2001-02 la evolución de las tasas de mortalidad por cáncer broncopulmonar de 40



a 64 años no ha restado años de vida a la población masculina española, mientras que se observa una tendencia de signo inverso entre las mujeres, aunque la magnitud de las pérdidas es todavía muy escasa.

- El progresivo desplazamiento de la segunda moda de sobremortalidad masculina ha aumentado el protagonismo de las edades más ancianas en las desigualdades de vida entre sexos. La mayor supervivencia de las españolas a partir de la edad 75 les aportaba 1,2 años de vida respecto de los hombres a principios de la década de los ochenta, aumentando hasta 1,5 años una década después, para situarse en 1,9 años a principios de este siglo. Las causas que explican esos diferenciales son algunos tipos de tumores, como los broncopulmonares, el de próstata y el de vejiga, los infartos agudos y otras isquémicas, y las enfermedades crónicas de las vías respiratorias. Por el contrario, la menor mortalidad de las mujeres hace aflorar con mayor intensidad y en los grupos de mayor edad una serie de causas de muerte naturales, ligadas al proceso de envejecimiento, como el Alzheimer o los trastornos mentales orgánicos senil y presenil, que les restan años de vida respecto de sus coetáneos masculinos.

La conjunción de esas tendencias, siempre sujeta a fenómenos imprevisibles de desigual intensidad según el género, como lo fue la aparición de la patología del SIDA en los años ochenta y noventa, permite vislumbrar un panorama a medio plazo en el que los diferenciales de vida al nacer entre hombres y mujeres tenderán a contraerse, a diferencia de lo previsto hace una década. Las razones que lo justifican son varias: a) la pérdida del papel de la infancia en esas desigualdades; b) la previsible trayectoria favorable de la mortalidad prevenible en los adultos jóvenes, cuyo impacto será mayor en los hombres al partir de tasas más elevadas; c) la tendencia a una paulatina reducción de los factores de sobremortalidad masculina en las edades adultas y maduras; y d) el progresivo desplazamiento de los diferenciales a edades avanzadas, lo que provocaría que, incluso en el supuesto de incrementos de los diferenciales en los riesgos de morir entre hombres y mujeres, su efecto sobre la esperanza de vida al nacer sería cada vez menor<sup>296</sup>.

## 5.4 Una aproximación a la mortalidad de las generaciones españolas

A lo largo del siglo XX se ha transformado radicalmente tanto los niveles de mortalidad de la población española como sus perfiles por edad y causa. Pero, ¿de qué manera se han

---

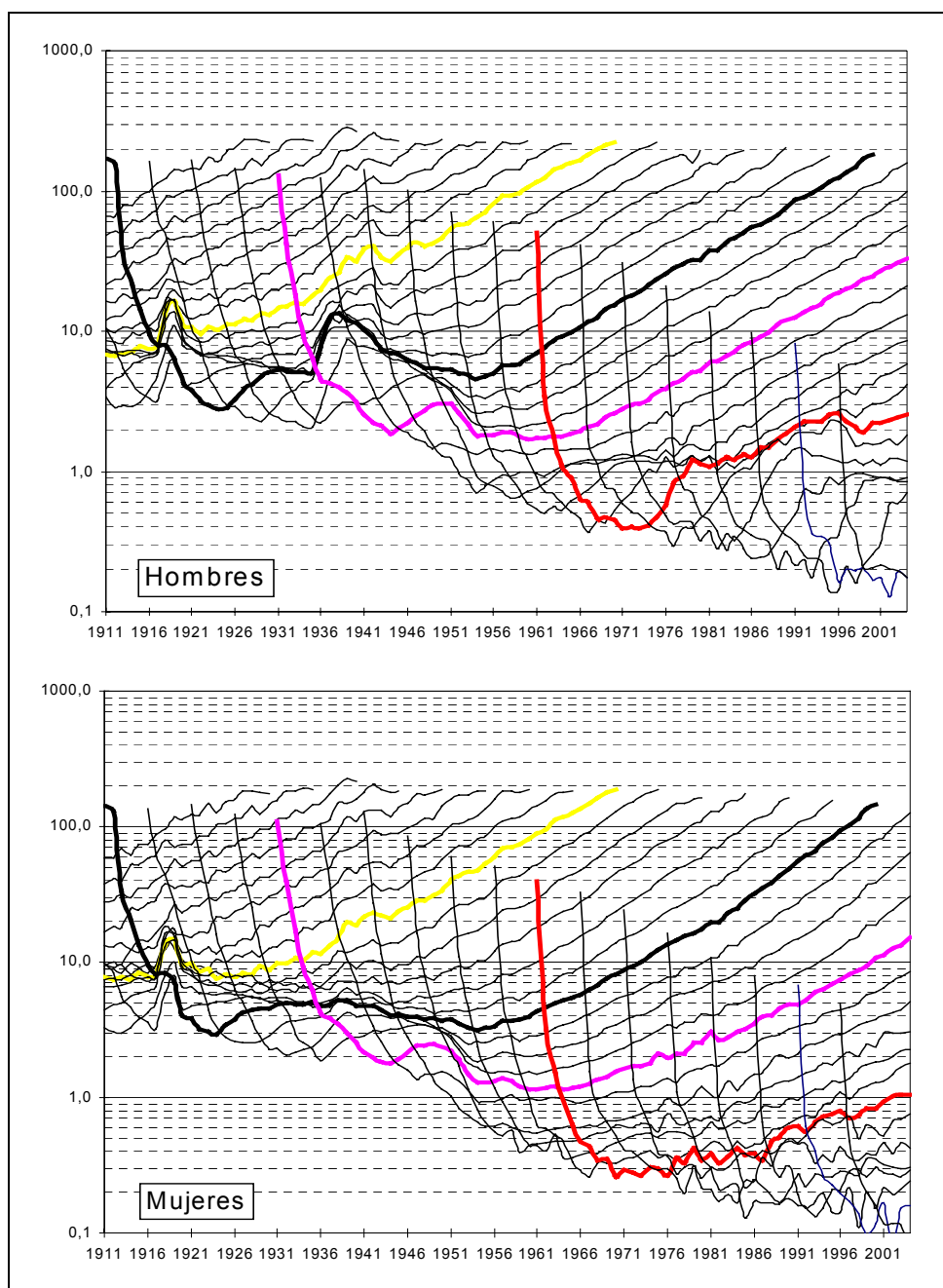
<sup>296</sup> Como han señalado J. Vallin y F. Meslé en un supuesto de fuertes descensos de la mortalidad podrían aumentar las ratios entre los cocientes masculinos y femeninos, pero se atenuarían las diferencias de esperanza de vida a largo plazo. La explicación radica en que los riesgos de morir de las mujeres serían tan inferiores en relación con los de los hombres que para lograr idéntico efecto sobre la esperanza de vida al nacer requerirían de descensos relativos de mayor magnitud (1989: *A long terme, l'écart d'esperance de vie entre homes et femmes devrait diminuer*)

beneficiado los españoles? ¿qué ha representado en su ciclo vital? La respuesta a esas cuestiones requiere un cambio en la óptica de análisis, de los indicadores de momento a los generacionales. No obstante, las series históricas españolas limitan dicho análisis, siendo necesario realizar una aproximación parcial a la supervivencia de las cohortes.

Una primera visión se desprende del análisis del nivel y de la estructura de los riesgos de morir a los que se han visto sometidas las sucesivas generaciones españolas en el transcurso del siglo XX. Para sintetizarlos se han graficado los cocientes de mortalidad de las cohortes nacidas en los años acabados en 0 y 5 desplazados sobre una escala temporal que abarca el periodo 1911-2004 (Gráfico 5.34). Al ser la mortalidad un fenómeno dependiente de la edad su distribución presenta un perfil en forma de “U” o de “J” en función del nivel de los riesgos en la infancia. Los riesgos en los primeros años de vida se reducen hasta alcanzar unos valores mínimos alrededor de los 10 años, aumentando posteriormente por el envejecimiento del organismo. Este esquema puede verse alterado por un exceso de mortalidad en determinadas edades, generalmente al inicio de la vida adulta, por factores y causas de tipo exógeno.

El anterior perfil, que refleja el efecto de edad, es claramente apreciable desde un plano de análisis transversal. No obstante, ese esquema es más rico y complejo desde una óptica generacional, ya que las vicisitudes y los acontecimientos históricos provocan irregularidades en el nivel y en el perfil de los cocientes que, en muchos casos, son independientes de la edad. La primera, similar en ambos sexos, muestra los efectos de la Gripe de 1918, que fueron especialmente intensos en los adultos-jóvenes, como se aprecia en el incremento de los cocientes de mortalidad de las generaciones nacidas de 1880 a 1990, que eran las que tenían entre 20 y 40 años en el momento de la epidemia. Por ejemplo, el riesgo de morir a la edad 30 de la generación masculina nacida en 1888, es decir la que tenía esa edad en el año de mayor incidencia de la gripe, fue un 140 por ciento superior al de las cohortes 1886 y 1890 a la misma edad. La segunda, la ruptura provocada por la Guerra Civil, especialmente en las cohortes masculinas en edad militar, que se prolonga también a los años de la inmediata posguerra al conjunto de la población adulta. Dichos efectos, aunque de menor cuantía, son también visibles en las mujeres, tal como se aprecia en el abultamiento de los cocientes de mortalidad entre los 15 y los 45 años en la cohorte de mujeres nacidas en el año 1910. En el periodo más reciente se constata el incremento de la mortalidad adulta-joven en algunas generaciones masculinas. Las más afectadas fueron las nacidas a mediados de la década de los sesenta, es decir aquellas que tenían entre 20 y 30 años en el periodo de mayor mortandad por accidentes de tráfico y en las que, además, la incidencia del contagio del SIDA fue mayor. Así, el riesgo de morir en la tercera década de la vida fue del 11,8 por mil para los nacidos en 1950, alcanzando un máximo del 16,5 por mil en la generación 1966, para reducirse en las cohortes posteriores hasta alcanzar el 9,5 por mil en la cohorte nacida en 1973, última de la que se dispone de información completa para el rango de 20 a 30 años de edad exacta.

Gráfico 5.34: Probabilidades de morir por generación. España.



Nota: se han representado las generaciones nacidas en los años acabados en 0 y 5, desde la cohorte de 1845 a la de 1995. En amarillo la generación 1880, en negro la 1910, en azul la 1930 y en rojo la nacida en 1960.

Fuente: elaboración propia.

El descenso de la mortalidad produce, además, una compensación entre efectos de edad y de momento en las generaciones españolas más antiguas. Eso provoca, a pesar de las

crisis del siglo XX, que el aspecto de las curvas sea más plano en las edades adultas más jóvenes y en parte de las adultas, tal como se observa en las cohortes femeninas nacidas en las primeras décadas del siglo<sup>297</sup>. Esas generaciones se beneficiaron a lo largo de su vida de sucesivas mejoras en los niveles de la mortalidad del momento, lo que provoca que los menores riesgos de morir se localizasen a edades relativamente avanzadas. Un ejemplo lo constituyen las mujeres españolas nacidas a mediados de los años treinta con cocientes de mortalidad a la edad 30 inferiores en un 50 por ciento a los de la pubertad. Ese fenómeno de compensación es muy importante en aquellos países, como España, en los que la dinámica de la mortalidad se ha caracterizado por la intensidad de su descenso y por su concentración temporal.

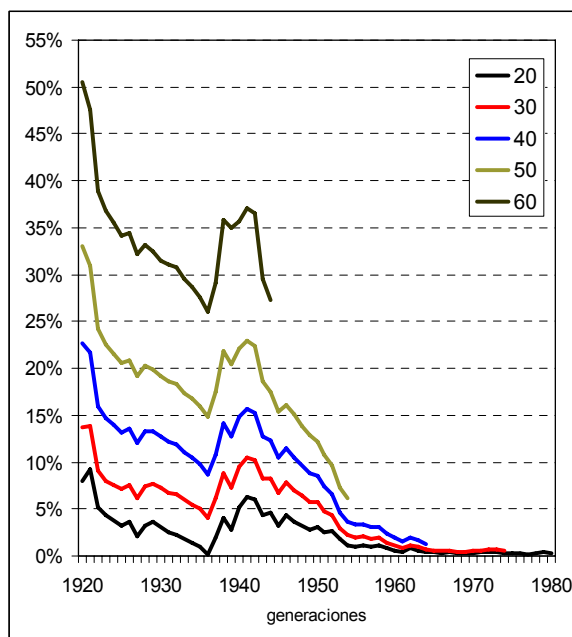
Los efectos acumulados de la reducción de los riesgos de morir sobre la supervivencia de las cohortes se pueden cuantificar comparando los efectivos de cada generación que han sobrevivido a una edad con los que hubiesen alcanzado dicha edad si los riesgos de morir del año en que nacieron hubieran permanecido invariables<sup>298</sup>. Como se observa en el Gráfico 5.35 la diferencia relativa es creciente con la edad, ya que al aumentar ésta también lo hace el periodo temporal sobre el que repercuten las mejoras, lo que provoca que los riesgos sean cada vez menos dependientes de las condiciones de mortalidad imperantes en el año de su nacimiento. Por ejemplo, las supervivientes a la edad 20 de la generación femenina nacida en 1922 fueron un 8 por ciento superiores a las que hubieran sobrevivido a dicha edad con la mortalidad del año en que nacieron; mientras que a la edad 40 la diferencia aumenta hasta el 23 por ciento y a la edad 60 alcanza el 50 por ciento, ya que recoge los importantes avances en la supervivencia en las décadas centrales del siglo. En este sentido, las generaciones de mujeres nacidas a principios de los años veinte han sido las más beneficiadas, ya que las que sobrevivieron a su infancia, años en los que se produjo una primera etapa de descenso de la mortalidad, y a la contienda civil, se beneficiaron durante los años de su adultez de la reducción de la mortalidad por tuberculosis y por riesgos reproductivos en los años centrales del siglo, y en su madurez y ancianidad por la fuerte caída en las tasas de mortalidad por causas del aparato circulatorio. Si bien el propio descenso de la mortalidad provoca una progresiva confluencia entre los niveles de mortalidad del momento y de las generaciones, el margen de ganancias fue sustancial para las cohortes nacidas en la España de mediados del siglo XX. Obviamente, para las cohortes más recientes, las nacidas a partir de los años sesenta, las diferencias medidas en términos de esperanza de vida al nacer serán cada vez menores, al tiempo que éstas se localizarán cada vez más en las edades maduras y, sobre todo, en las edades avanzadas.

---

<sup>297</sup> A. Cabré (1989: *op. cit.*)

<sup>298</sup> En otras palabras, se comparan a diferentes edades los supervivientes de las tablas de mortalidad del momento con los de las correspondientes tablas de mortalidad por generación.

Gráfico 5.35: Diferencia relativa entre los supervivientes del momento y de la generación a diferentes edades. España. Mujeres.

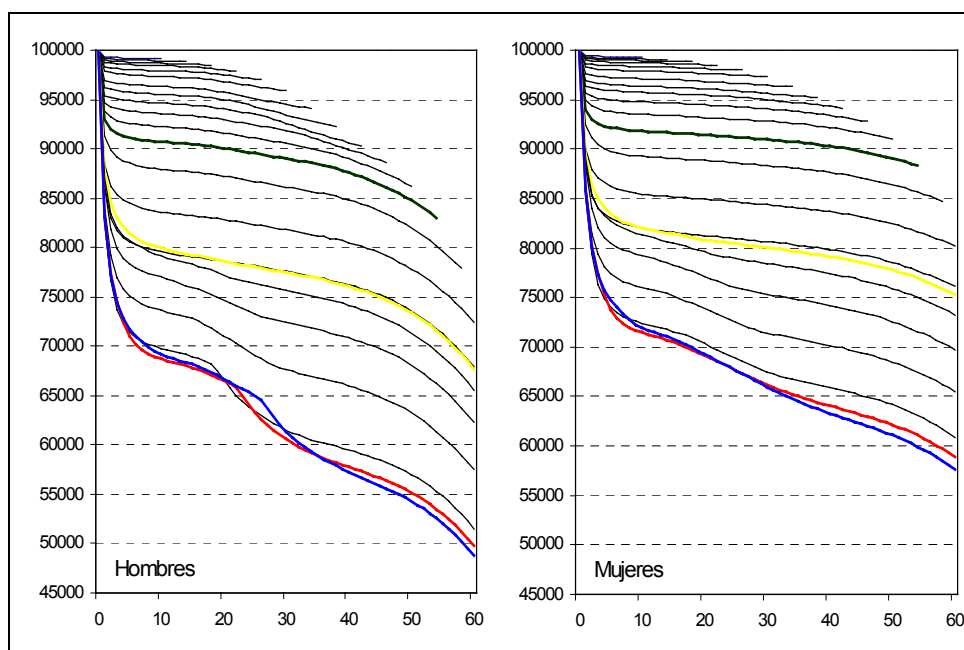


Nota: el eje de las abscisas se corresponde con el año de nacimiento de las cohortes.

Fuente: elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad de momento y de generación.

La combinación de efectos de edad, de momento, y de compensación entre ambos se aprecia en la función de supervivencia hasta la edad 60 de las tablas de mortalidad de las generaciones españolas (Gráfico 5.36). En las cohortes más antiguas los elevados riesgos de morir en los primeros años de vida cribaban fuertemente sus efectivos iniciales, lo que provocó que menos del 70 por ciento de los nacidos en 1910 llegase a celebrar su décimo aniversario. Por el contrario, en las generaciones nacidas a principios de los años cincuenta ese porcentaje ya alcanzó el 90 por ciento y en las más recientes sus valores se han situado próximos al 99 por ciento. A los efectos directos de esa mejora, se añade un efecto indirecto sobre las expectativas de vida de las generaciones, ya que un porcentaje cada vez mayor de la cohorte puede beneficiarse del progresivo descenso de los riesgos de morir en las otras etapas de la vida. En las edades adultas se observa en los nacidos en las primeras décadas del siglo una reducción sostenida de los supervivientes en las edades adultas, reflejo de las condiciones de vida en España en las décadas centrales del siglo. Sobre esa tendencia se superpone el impacto directo de las pérdidas ocasionadas por la Guerra Civil, especialmente visible en la conocida como “quinta del biberón”. Desde las generaciones nacidas en los años cincuenta el perfil de la curva de supervivencia en las edades adultas es más plano, sobre todo en las mujeres. En términos cuantitativos, el 78 por ciento de los hombres y el 85 por ciento de las mujeres de la cohorte 1910 que celebraron su décimo aniversario continuaban con vida a los cincuenta años, mientras que para los nacidos en 1930 los valores fueron del 90 y del 93 por ciento, y para la cohorte 1954 del 93 y del 97 por ciento, respectivamente.

Gráfico 5.36: Supervivencia hasta los 60 años de las generaciones españolas.



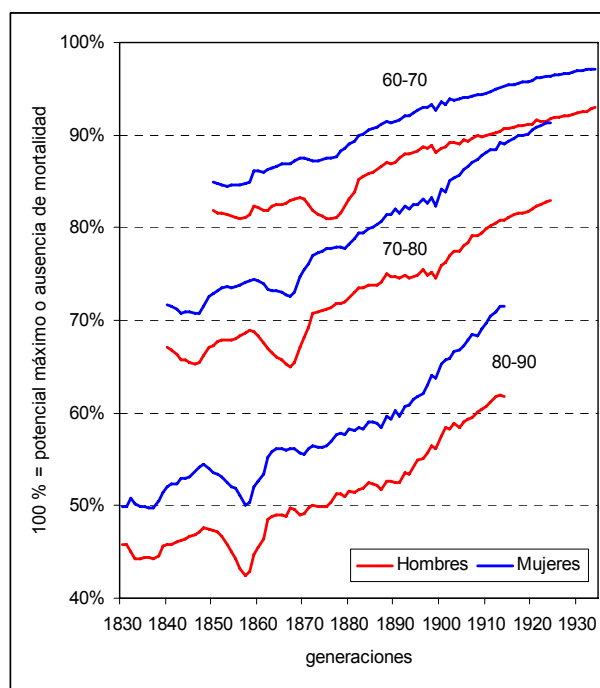
Nota: se ha representado una de cada cuatro generaciones nacidas entre 1910 y 1994. La cohorte 1910 se ha resaltado en azul, la de 1914 en rojo, la de 1934 en amarillo y la de 1950 en verde oscuro.

Fuente: elaboración a partir de las tablas de mortalidad de generación.

En las edades avanzadas el análisis generacional sólo puede abordarse de forma parcial, considerando los avances acaecidos en los distintos segmentos de la población anciana, con independencia de cuáles eran los riesgos de morir en las edades anteriores. Si bien ese enfoque no tiene en cuenta el número de efectivos que de cada generación sobrevivieron a edades avanzadas, permite, cuando no se dispone de series históricas largas, detectar la tendencia subyacente para un conjunto amplio de cohortes (Gráfico 5.37). Los resultados muestran una tendencia de crecimiento sostenido del potencial de años vividos entre los 60 y los 70 años por las generaciones españolas, que ya se había constatado en la mortalidad del momento, pasando en las mujeres de valores entorno del 85 por ciento en las cohortes de mediados del siglo XIX a niveles del 97 por ciento en las nacidas a principios de los años treinta. En las edades más avanzadas, entre los 80 y los 90 años, la trayectoria del indicador es relativamente plana en las generaciones más antiguas y se acelera de forma acusada para las cohortes más recientes. En este sentido, se necesitó que transcurriesen setenta generaciones de mujeres, de la nacida en 1830 a la de 1890, para que el potencial de años vividos entre esas edades aumentase en diez puntos porcentuales, mientras que en las siguientes veinticuatro cohortes el incremento fue de 12 puntos, situándose su valor por encima del 70 por ciento en las mujeres nacidas en 1911. La trayectoria del potencial entre los 70 y los 80 años se ha situado a medio camino, al combinarse avances significativos en las cohortes más antiguas con una aceleración en las más recientes. Ambos sexos y en idénticas generaciones se beneficiaron de esa mayor supervivencia, pero con diferencias de intensidad y de ritmo. En las generaciones que tenían de 60 a 69 años en la segunda mitad del siglo XX el potencial de años de las mujeres superaba entorno del 5 por ciento al de los

hombres, aunque en las más recientes, en las nacidas entre 1925 y 1934, se constata ya una ligera reducción. Por el contrario, el diferencial en las edades más avanzadas, entre los 80 y los 89 años, se ha caracterizado por la tendencia contraria, al acentuarse las desigualdades entre sexos en las cohortes más contemporáneas.

Gráfico 5.37: Evolución por cohortes del potencial de años vividos entre las edades exactas 60-70, 70-80 y 80-90. España.



Nota: en el anexo A.18 se presenta este mismo gráfico para todos los grupos de edad decenal.

Fuente: elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad por generación.

El descenso de la mortalidad en las edades avanzadas plantea la cuestión de hasta qué punto es el resultado de un efecto de “selección”. Puede plantearse la hipótesis de que para una serie de generaciones, los niveles nutricionales y las condiciones higiénicas y sociales a las que se vieron sometidas en su infancia y adolescencia, unido a las vicisitudes históricas de la España del siglo XX, habrían provocado una selección de aquellos individuos más resistentes, lo que se reflejaría en unos niveles de mortalidad favorable al final de su vida. Las repercusiones de esa hipótesis son trascendentales. Como en las generaciones más recientes no se ha producido esa “selección”, las tasas de mortalidad pueden estabilizarse e incluso aumentar en un futuro en esas edades<sup>299</sup>. Aunque no se vieran afectados los niveles

<sup>299</sup> En unas jornadas sobre proyecciones de población, técnicos del Servei d'Estudis del Departament de Sanitat de la Generalitat de Catalunya presentaron una ponencia en cuyas conclusiones consideraban que podía mantenerse estable o aumentar la mortalidad en las edades más avanzadas

de mortalidad, la ausencia de esa selección podría desembocar en un aumento de la morbilidad y de la discapacidad, siendo uno de los factores que propiciarían un contexto de “pandemia de las enfermedades”. No obstante, la mayoría de autores, como V. Kannisto<sup>300</sup>, consideran que la dinámica de la mortalidad responde básicamente a su dimensión temporal: es decir, que el fenómeno reciente y sin precedentes del retroceso de la mortalidad senil sería imputable a factores del momento y no a la llegada a esa franja de edades de cohortes seleccionadas. En España, como se aprecia en el anterior gráfico, la evolución de los potenciales de 70-80 y de 80-90 años muestra que el inicio de la fase ascendente no se produjo en las mismas generaciones, sino que se encuentra desplazada en función de la edad, ya que en el grupo de 70-80 años se dio a partir de la cohorte nacida en 1900 y en el de 80-90 años desde la cohorte 1890, es decir desde aquellas generaciones que vivieron esas etapas de la vida a partir de la séptima década del siglo XX. Ese desplazamiento iría en el sentido de descartar la presencia de un componente generacional significativo, ya que en caso de existir la inflexión de la trayectoria se hubiese producido en las mismas cohortes, y confirmaría el papel determinante de la “revolución cardiovascular” acaecida en las tres últimas décadas sobre los niveles de mortalidad del momento en las edades avanzadas.

Diversos estudios realizados en países que se vieron inmersos en las grandes guerras del siglo XX han mostrado la existencia de un fenómeno de signo contrario, al constatar la presencia de sobremortalidad en algunas generaciones. Esas cohortes se corresponden con aquellas que vivieron su adolescencia durante los años de la contienda y la posguerra, experimentando en las edades maduras y avanzadas una mortalidad superior respecto de sus cohortes adyacentes. Este fenómeno, que se da con mayor claridad en los hombres, se ha observado en Alemania, Italia y Francia en las cohortes que tenían entorno de los 15 años al final de la Gran Guerra, y se vislumbra en las japonesas y alemanas adolescentes durante la Segunda Guerra Mundial<sup>301</sup>. A continuación se examina si también se da en España a raíz de la Guerra Civil. Entre los métodos de análisis se ha optado por el propuesto por S. Horiuchi que se basa en la tasa de cambio de la mortalidad con la edad:

$$k_x = \frac{d \log(\mu_x)}{dx}$$

Para datos discretos y grupos de edad quinquenales se aproxima mediante:

---

“ya que las generaciones que alcanzarán esas edades estarán cada vez menos seleccionadas según su estado de salud” (G. Pérez y A. Mompert: 1997: *La mortalitat a Catalunya als propers anys*, p. 108)

<sup>300</sup> V. Kannisto (2001: *op. cit.*)

<sup>301</sup> J. Vallin (1973: *La mortalité par génération en France depuis 1899*); S. Horiuchi (1984: *Efectos a largo plazo de la guerra sobre la mortalidad: mortalidad de los supervivientes de la primera guerra mundial en la vejez en la República Federal de Alemania*); G. Caselli et al. (1987: *Age-specific mortality trends in France and Italy since 1900: Period and Cohort Effects*); J. Wilmoth et al. (1989: *Quand certaines générations ont une mortalité différente de celle que l'on pourrait attendre*)

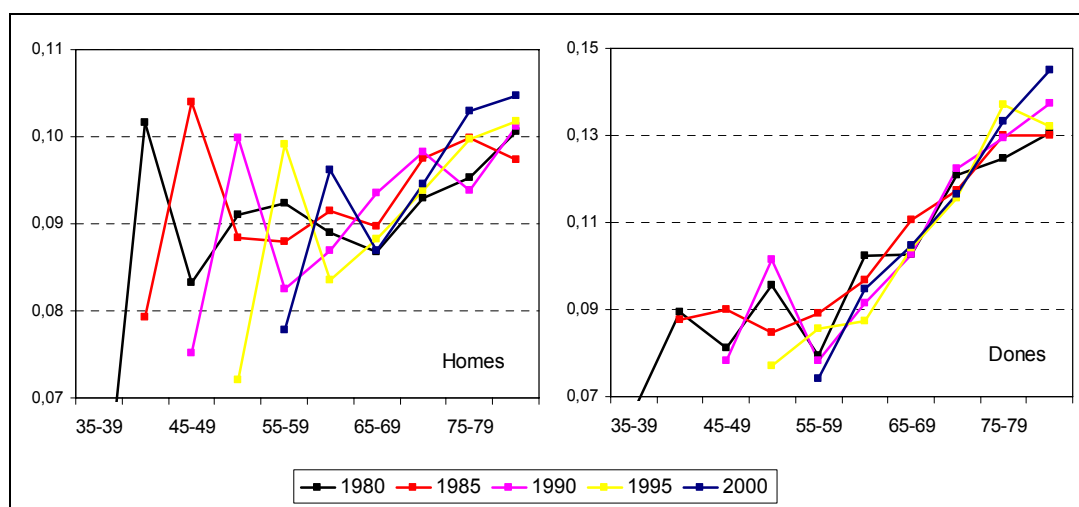


$$k_x = \frac{\ln \left( \frac{{}_5m_x}{{}_5m_{x-5}} \right)}{5}$$

donde  ${}_5m_x$  es la tasa de mortalidad del grupo de edad quinquenal.

La serie  $k_x$  a partir de los 35-40 años presenta una tendencia creciente conforme avanza la edad<sup>302</sup>, ya que las variaciones de la mortalidad están determinadas por el propio deterioro fisiológico del cuerpo humano. Este esquema puede verse alterado por la presencia de una serie de valores máximos y mínimos que indican la existencia de un riesgo de morir diferenciado. Si esos valores se desplazan con el transcurso del tiempo a edades superiores indican que ese comportamiento diferencial está asociado a una generación determinada que presenta riesgos de morir superiores a los de las cohortes adyacentes. Esa generación se corresponde concretamente con la que se encuentra a medio camino entre la que presenta el valor máximo y mínimo, ya que si una generación presenta una mortalidad relativamente superior a la de sus cohortes adyacentes, los valores bajos de  $k_x$  a edades mayores tienden a ser sucedidos por valores elevados de  $k_x$  en las edades anteriores.

Gráfico 5.38: Tasa de cambio de la mortalidad con la edad. España.



Fuente: elaboración propia.

En el Gráfico 5.38 se han representado los valores  $k_x$  para los últimos cinco periodos disponibles. En los hombres se observa el progresivo desplazamiento de los puntos de

<sup>302</sup> Este método no puede aplicarse por debajo de los 35-40 años por dos motivos. En primer lugar, porque el número de eventos es pequeño lo que puede provocar fluctuaciones no significativas de las tasas. En segundo lugar, porque el esquema de la mortalidad por edad es diferente: por un lado, desciende en la infancia; por otro, puede presentar una moda de sobremortalidad adulta-joven.

valores máximos y mínimos a edades superiores a medida que las cohortes envejecen, reflejando la presencia de una cohorte de sobremortalidad; mientras que en las mujeres no se aprecia dicho fenómeno, pues los valores  $k_x$  aumentan con la edad, sin alteraciones entre cohortes. ¿Qué generaciones masculinas son las que presentan esa mayor mortalidad?, o en otras palabras, ¿qué cohortes presentan un “déficit” de salud en las edades maduras? Los valores mínimos, en los periodos más recientes, se localizan en las generaciones nacidas en la primera mitad de la década de los treinta, mientras que los máximos corresponden con las de mediados de los años cuarenta. Por consiguiente, las cohortes con sobremortalidad relativa serían las nacidas en los últimos años de la guerra y los primeros de la posguerra<sup>303</sup>.

Los estudios realizados en otros países interpretan esa sobremortalidad como el resultado de déficits nutricionales que afectan al desarrollo del organismo en los hombres, concretamente de sus estructuras vasculares, y que se traducirían en una mayor mortalidad cardiovascular en las edades adultas-maduras, mientras que el impacto de la malnutrición sobre las mujeres sería menor por razones de tipo biológico. A diferencia de esos países, en España las generaciones en las que se detecta sobremortalidad en la madurez y en la vejez no se corresponden con las adolescentes durante la guerra y la posguerra, sino con las nacidas durante ese periodo; es decir, las que tenían alrededor de cinco años a mediados de la década de los cuarenta. Los déficits nutricionales durante la infancia, que coincidían con el fin de la lactancia, fueron muy importantes en esa época, como muestra el hecho de que el índice de producción real del sector agrario fue en 1945 un 20 por ciento inferior al de 1935<sup>304</sup>. Este indicador agregado no refleja en toda su magnitud la situación de miseria que vivieron durante esos años amplios sectores de la población española como, por ejemplo, los jornaleros del sur y del centro peninsular. La capitalización del sector industrial durante los primeros quinquenios del franquismo se realizó transfiriendo recursos del sector agrario, por la vía de precios elevados y bajos salarios, con una disminución del poder adquisitivo que algunos autores equiparan a niveles propios del Antiguo Régimen<sup>305</sup>. Los determinantes nutricionales fueron desapareciendo progresivamente al aumentar los recursos alimenticios, por un incremento de la extensión cultivada y por las importaciones del exterior. En los años sesenta las mejoras de productividad en el sector agrario, por el uso de fertilizantes, la mecanización y la introducción de nuevas técnicas de cultivo, incrementaron la producción, a costa de unos menores requisitos de mano de obra, con el consiguiente trasvase de población de las zonas agrarias a las industriales y al extranjero. El efecto de las mayores disponibilidades alimenticias sobre la constitución del organismo en la infancia y en la adolescencia se pueden constatar, de forma indirecta, en el aumento de 6 centímetros de la

---

<sup>303</sup> F. Viciano (1998: *op. cit.*) ha constatado indicios de este fenómeno en Andalucía.

<sup>304</sup> Datos extraídos de L. Prados de la Escosura (1993: *Spain's Gross Domestic Product 1850-1993: Quantitative Conjectures*)

<sup>305</sup> En 1951 el salario anual de un obrero fijo agrario, incluidas retribuciones en especie, era de 7.300 pesetas, ingreso inferior al gasto “mínimo vital” en alimentación del asalariado y de las personas dependientes de él, que se ha estimado entorno de las 7.800 pesetas (J. L. Leal et al: 1986: *La agricultura en el desarrollo capitalista español, 1940-1970*)

estatura media de los mozos españoles entre los nacidos en 1950 y 1970, o en las curvas de estatura que se obtienen a partir de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud de 1999.

Apéndice 1: Correspondencia entre las CIEs para la lista de causas de muerte 1911-2004.

	2ª CIE	4ª CIE	5ª CIE
1.1.1 Infec. primera infancia	4-8	3-7	3-5, 11-12
1.1.2 Tuberculosis	13-15	10-11	6-7
1.1.3 Meningitis	17	(79)	21
1.1.4 Otras enf infecciosas	1-3, 10-12	1-2, 9, 12-14	1-2, 8-9, 13-14
1.2.1 Gripe	9	8	10
1.2.2 Neumonía	22 (91)	27	27
1.3 Diarrea y enteritis	25 (105)	29	29
1.4 Maternales	31-32	35-36	35-36
1.5 Perinatales	(151-153)	(158-161)	(158-161)
2.1 Cáncer	16, (46, 53)	15-16, (72)	15-16, (74)
2.2 Enf aparato circulatorio	18-19, (77-78, 80-85)	22, 24-25	22, 24-25
2.3 Enf aparato respiratorio	20, 21, 23 (-91)	26, 28	26, 28
2.4 Enf aparato digestivo	24, 26-28 (99-101, 106-107, 110-112, 114-118)	30-32	30-32
2.5 Congénitas	33	38 (-158-161)	38 (-158-161)
2.6 Otras no transmisibles	29, 30, resto 37	17-20 (-72 -76 -77), 21, 23 (-79), 33-34, 37	17-20 (-72 -76 -77), 21, 23 (-79), 33-34, 37
3 Causas externas	35-36 (57-59)	40-42 (76-77)	40-43 (78-79)
4 Mal definidas	34, 38	39, 43	39, 44

Nota: entre paréntesis códigos de la lista detallada.

	6-7 CIE	8 CIE	9 CIE	10 CIE
1.1.1 Infec primera infancia	050, 055-056, 084-085	032-034, 050-051, 055-056	033, 050-052, 055-056	A36-A38, B03, B05
1.1.2 Tuberculosis	001-019	010-019	010-018, 137	A15-A19, B90
1.1.3 Meningitis	057, 340	036, 320	036, 320-322	A39, G00-G03
1.1.4 Otras enf infecciosas	Resto 000-138	Resto 000-136	Resto 000-139	Resto A-B, R75
1.2.1 Gripe	480-483	470-474	487	J10-J11
1.2.2 Neumonía	490-493, 500, 501	466, 480-486, 490	480-486	J12-J18
1.3 Diarrea y enteritis	040-049, 571-572	000-009, 561-563	001-009, 555-556, 558	A00-A09, K50-K52
1.4 Maternales	640-689	630-678	630-676	O
1.5 Perinatales	760-776	760-779	760-779	P
2.1 Cáncer	140-239	140-239	140-240, 273.1.3, 289.8	C, D00-D49
2.2 Enf aparato circulatorio	330-334, 400-468	390-458	390-459	I
2.3 Enf aparato respiratorio	Resto 470-527, 241	Resto 460-519, 783.2	Resto 460-519, 786.0	Resto J
2.4 Enf aparato digestivo	530-587	520-577, 444.0, 444.2	520-579	K
2.5 Congénitas	750-759	740-759	740-759	Q
2.6 Otras no transmisibles	Resto 240-749	Resto 240-629	Resto 240-629	D50-99, E, F, G, H, L, M, N
3 Causas externas	800-999	800-998	800-998	V, W, X, Y
4 Mal definidas	780-795	780-799, 427.2, 445.9	780-799, 427.5, 459.0	R00-R74, R76-R99

Apéndice 2: Correspondencia entre las CIEs para la lista de causas de muerte 1968-2004.

	8ª CIE	9ª CIE	10ª CIE
Tuberculosis y sus efectos tardíos	010-019	010-018, 137	A15-A19, B90
Hepatitis vírica	070	070	B15-B19
SIDA (+VIH)		2795, 279.6, 795.8	B20-B24, R75
Septicemia	038	038	A40, A41
Resto infecciosas y parasitarias	Resto 000-136	Resto 001-139	Resto A00-B99
Tumor maligno labio, boca y faringe	140-149	140-149	C00-C14
Tumor maligno del esófago	150	150	C15
Tumor maligno del estómago	151	151	C16
Tumor maligno del páncreas	157	157	C25
Otros tumores malignos digestivos	152-156, 158-159	152-156, 158-159	C18-C24, C45.1, C48
Tumor maligno de la laringe	161	161	C32
Tumor tráquea, bronquios y pulmón	162	162	C33-C34
Tumor maligno de la mama	174	174, 175	C50
Tumor órganos genitales femeninos	180-184	179-184	C51-C58
Tumor maligno de la próstata	185	185	C61
Tumor maligno de la vejiga	188	188	C67
Linfomas y leucemia	200-207	200-208, 273.3	C81-C96
Otros tumores	Resto 140-239	Resto 140-249, 273.1, 289.8	Resto CD
Diabetes mellitus	250	250	E10-E14
Resto Endocrinas y Enf sangre	240-289	240-289, 330.0, 330.1	Resto DE
Trastornos mental senil y presenil.	290	290	F00-F09
Meningitis	320	320-322	G00-G03
Enfermedad de Alzheimer	290.1	331.0	G30
Otros trastornos mentales y del SNC	Resto 290-389	Resto 290-389, 435	Resto F, G, H (exc G45)
Enfermedades hipertensivas	400-404	401-405	I10-I15
Infarto agudo y otras isquémicas	410-414	410-414	I20-I25
Otras enfermedades del corazón	390-398, 420-429, 450	390-398, 415-417, 420-429	I00-I09, I26-I52
Enfermedades cerebrovasculares	430-438	430-434, 436-438	I60-I69
Arteriosclerosis	440, 445.0	440	I70
Otras apar circulatorio	441-444, 446-448, 451-458	441-459	Resto I
Influenza (gripe)	470-474	487	J10, J11
Neumonía	466, 480-486, 490	480-486	J12-J18
Enf. crónicas vías respirat. inferiores	491, 492, 515-518	490-492, 494-496	J40-J44, J47
Asma	493	493	J45, J46
Otras enf. del sistema respiratorio	460-465, 500-514, 519, 783.2	460-519, 786.0	J00-J99
Úlcera estómago, duodeno yeyuno	531-534	531-534	K25-K28
Cirrosis y otras crónicas del hígado	571	571	K70, K72.1, K73-K74, K76.1.9
Otras enf. del sistema digestivo	Resto 520-579, 444.0, 444.2	Resto 520-579	Resto K00-K93
Enf. piel y sistema osteomuscular	680-738	680-739, 274, 446	LM
Enf. sistema genitorinario	580-629	580-629	N
Embarazo, parto y puerperio	630-678	630-676	O00-O99
Perinatales	760-779	760-779	P00-P96
Congénitas	740-759	740-759	Q
Síntomas y estados mal definidos	780-799, 427.2, 445.9	427.5, 459.0, 780-799	R00-R74, R76-R99
Acc. de tráfico vehículos de motor	810-819	810-819	***
Otros accidentes de transporte	800-807, 820-845	800-848	V01-V99
Env. accidental fármacos y drogas	854, 856, 860	850.0.9, 851-855, 858.9, 860	X41, X42, X44, X45
Suicidio y lesiones autoinfligidas	850-853, 857-859, 861-877	850-869	X40-X49
Homicidios	950-959	950-959	X60-X84
Otras causas externas	Resto 800-999	Resto 800-999	Resto V W X Y

\*\*\* V02-V04.1.9, V09.2.3, V12-V14.3.4.5.9, V19.4.5.6.9, V20-V28.3.4.5.9, V29.4.5.6.9, V30-V38.4.5.6.7.9, V39.4.5.6.9, V40-V48.4.5.6.7.9, V49.4.5.6.9, V50-V58.4.5.6.7.9, V59.4.5.6.9, V60-V68.4.5.6.7.9, V69.4.5.6.9, V70-V78.4.5.6.7.9, V79.4.5.6.9, V80.3.4.5, V81-V82.1, V83-V86.0.1.2.3, V87.0.1.2.3.4.5.6.7.8, V89.2.9

Apéndice 3: Lista de causas evitables y causas evitables por el sistema de salud.

Causa de muerte	Edad
Enfermedades infecciosas intestinales	0-14
Tuberculosis	0-74
Otras infecciosas (difteria, tétanos, poliomielitis)	0-74
Tos ferina	0-14
Septicemia	0-74
Sarampión	1-14
Tumor maligno de colon y recto	0-74
Tumor maligno de la piel	0-74
Tumor maligno de mama	0-74
Tumor maligno del cuello del útero	0-74
Tumor maligno de otras partes del útero	0-44
Tumor maligno del testículo	0-74
Enfermedad de Hodgkins	0-74
Leucemia	0-44
Enfermedades de las tiroides	0-74
Diabetes	0-49
Epilepsia	0-74
Enfermedades cardíacas reumáticas crónicas	0-74
Enfermedades hipertensivas	0-74
Enfermedades cerebrovasculares	0-74
Todas las respiratorias (menos neumonía i gripe)	1-14
Gripe	0-74
Neumonía	0-74
Asma	5-44
Úlcera péptica	0-74
Apendicitis	0-74
Hernia abdominal	0-74
Colelitiasis y colecistitis	0-74
Nefritis y nefrosis	0-74
Hiperplasia de la próstata	0-74
Mortalidad materna	Todas
Anomalías congénitas cardiovasculares	0-74
Todas las causas perinatales	Todas
Complicaciones durante la atención médica y quirúrgica	Todas
Enfermedades isquémicas del corazón*	0-74
SIDA	Todas
Tumor maligno tráquea, bronquios y pulmón	5-64
Cirrosis y otras crónicas del hígado	15-74
Accidentes tránsito vehículos de motor	Todas
Resto de causas externas**	Todas

\* Solo el 50 por ciento de las defunciones

\*\* Excluye Accidentes de tránsito de vehículos de motor e iatrogenia

Fuente: elaboración propia a partir de Rutstein et alt. (1976: *op. cit.*), Nolte et alt.(2003: *op. cit.*), y Gispert et alt (2006: *op. cit.*)

## 6 LA GEOGRAFÍA DE LA MORTALIDAD 1961-2001

En España ha emergido y se ha consolidado en las últimas décadas una nueva dicotomía espacial en los riesgos de morir que ha roto con las pautas imperantes durante buena parte del siglo XX. Entre los rasgos de ese proceso destaca la persistencia en las desigualdades de mortalidad en función del lugar de residencia y la existencia de contrastadas pautas espaciales en las estructuras de la mortalidad por edad y por causa. Para analizar esos aspectos este capítulo se ha estructurado en cuatro grandes apartados. En el primero, se ofrece una visión sintética de la transformación en la geografía de la mortalidad y se aborda si ha conllevado o no una mayor convergencia territorial. En el segundo, se analizan las expectativas de vida provinciales a partir de los cambios y de las desigualdades en las estructuras territoriales de la mortalidad por edad y por causa. En el tercero, se realiza una aproximación a sus factores explicativos en la década de los sesenta, al constituir esos años un periodo clave en la transición epidemiológica, que, además, se inserta en una etapa de profunda transformación social y económica. En el cuarto, se describen los diferenciales espaciales en la mortalidad por causa a principios de este siglo.

Antes de abordar las anteriores cuestiones hay que realizar dos consideraciones previas. En primer lugar, el tamaño poblacional de algunas provincias, unido a los bajos riesgos de morir en algunas edades, provoca que el número de eventos sea escaso, más aún cuando la edad se cruza con la variable causa de muerte. Parte de los inconvenientes de significación se han mitigado agregando los datos sobre una doble dimensión: la temporal, calculando los indicadores por trienios; la etária, construyendo las tablas de mortalidad en configuración abreviada. No obstante, en algunos análisis se ha optado por la escala de las Comunidades Autónomas, a pesar de que camufla la heterogeneidad interna de alguna de ellas, como Castilla-La Mancha, y no mejora la significación de las uniprovinciales, como Cantabria o La Rioja. La alternativa consistente en obviar las divisiones basadas en criterios administrativos para abordar el análisis a partir de conglomerados definidos en función de otros criterios presenta una serie de inconvenientes: unos de orden conceptual, ya que se plantea la cuestión de qué variables contextuales se utilizan para definir y articular dichas agrupaciones; otros de orden práctico, ya que el nivel máximo de desagregación en las estadísticas históricas suele ser el provincial, además de algunas tabulaciones para grandes ciudades, lo

que impide realizar las agregaciones necesarias para definir dichos conglomerados<sup>306</sup>. En segundo lugar, no se ha utilizado una periodificación decenal, que sería la más adecuada al tratar periodos temporales homogéneos, ya que se ha evitado pivotar sobre los datos de principios de los años ochenta debido a los sesgos provocados por el subregistro de las estadísticas vitales.

## 6.1 La transformación de la geografía de la mortalidad

El análisis general de las pautas espaciales de la mortalidad se ha realizado a partir de las tasas estandarizadas<sup>307</sup>. A diferencia de la esperanza de vida al nacer, muy dependiente de los riesgos de morir en los primeros años de vida, este indicador refleja mejor las tendencias subyacentes al ponderar en igual medida todas las etapas del ciclo vital, y, además, permite identificar las provincias que en los distintos periodos presentan unos niveles de mortalidad significativamente diferentes de los de España<sup>308</sup>.

Una simple ojeada a la sucesión de los mapas revela que la transformación en el patrón territorial de mortalidad se ha producido de forma paulatina en las últimas cuatro décadas siguiendo en sus grandes líneas una misma dirección. A excepción de algunas provincias norteñas no se aprecian rupturas en sus grandes tendencias espaciales, indicando, por lo tanto, que ese proceso presenta rasgos que pueden calificarse como estructurales (Mapa 6.1).

A principios de los años sesenta se observan dos áreas de clara sobremortalidad en los hombres: por un lado, las provincias de la submeseta norte que enlazan con las vascas y la

---

<sup>306</sup> A pesar de disponer de los ficheros de microdatos desde el año 1975, persiste esa limitación, ya que el INE ha suprimido el identificador municipal en los registros individuales de defunciones de los residentes en los municipios de menos de 10.000 habitantes, manteniendo únicamente el código provincial.

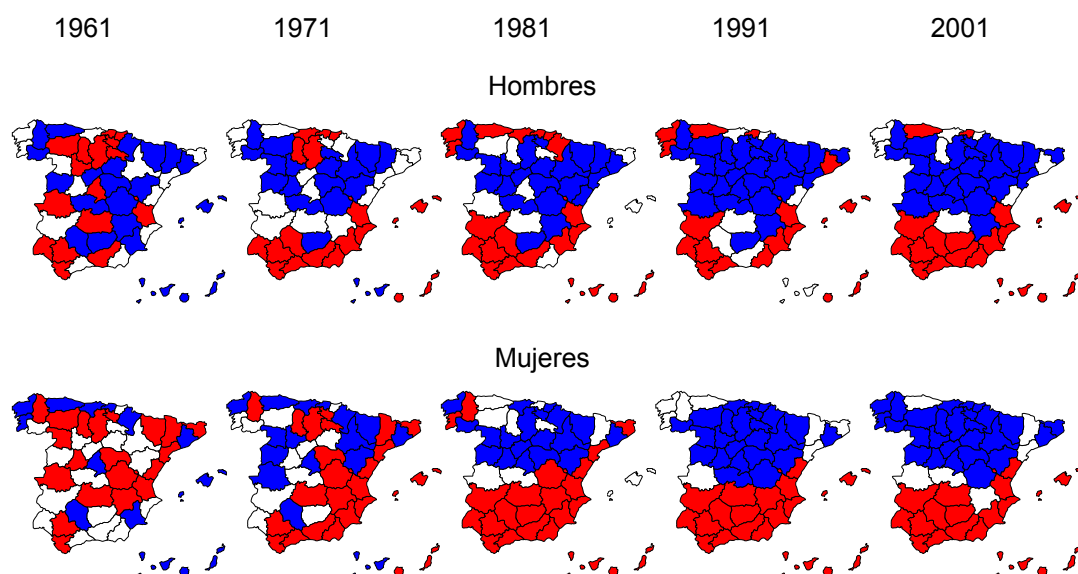
<sup>307</sup> En el nivel y en la evolución de las tasas brutas de mortalidad han desempeñado un papel más importante las estructuras poblacionales de las provincias, que las desigualdades en las tasas de mortalidad por edad. La descomposición de la diferencia entre las tasas brutas provinciales y la de España muestra que en todos los periodos el componente población, o sea las diferencias en las estructuras por edad, tiene más poder explicativo que el componente tasas, es decir las diferencias reales de mortalidad. Entre 1961 y 2001, el incremento del peso relativo del componente población como factor explicativo de las diferencias entre las tasas brutas provinciales y la de España fue superior al del componente tasas, al aumentar el primero un 115 por ciento y el segundo un 70 por ciento.

<sup>308</sup> Para agilizar la lectura del texto se ha simplificado la notación tomando el año central como referencia del trienio sobre el que se han calculado los indicadores. Es decir, los indicadores del año 1961 hacen referencia a datos del trienio 1960-62, los de 1966 a datos del periodo 1965-67...



Rioja; por otro lado, las de la Andalucía Occidental (a excepción de Málaga) y Cáceres. Las provincias de Ciudad Real, Granada, Madrid y Valencia también tenían niveles de mortalidad superiores a los nacionales. Por el contrario, las pirenaicas, las de la Galicia interior, el interior oriental peninsular (Albacete, Guadalajara, Cuenca, Toledo y Teruel), así como las insulares, Barcelona, Córdoba, Jaén y Murcia gozaban de una mortalidad inferior a la española. A partir de los años setenta se fue esbozando un nuevo patrón, que en sus grandes rasgos se ha prolongado hasta los albores de este siglo. En el año 2001, la mitad sur peninsular (Andalucía, Badajoz y Murcia), ambos archipiélagos, las provincias industriales de la cornisa cantábrica, además de Alicante y Valencia, constituyen áreas de alta mortalidad relativa dentro del contexto español; mientras que el interior-norte y la zona nororiental de la península presentan unos niveles de mortalidad inferiores a los del conjunto nacional.

Mapa 6.1: Tasas estandarizadas de mortalidad por provincias. 1961-2001



Nota: tasas estandarizadas utilizando como población tipo en cada periodo la de España ambos sexos. En rojo las provincias con mortalidad significativamente superior a la de España; en azul las que tienen una mortalidad inferior. Los resultados de 1981 se encuentran sesgados por la heterogeneidad territorial del subregistro de defunciones.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del anexo B.1.

En las mujeres, a principios de los sesenta, el entorno de mayor mortalidad se localizaba en la submeseta norte, además de Sevilla y Cádiz y, a diferencia de los hombres, también en las provincias del litoral mediterráneo, extendiéndose hacia el interior de Castilla-La Mancha. En el extremo opuesto, con niveles agregados de mortalidad inferiores a los de España se situaban Madrid y Barcelona, las provincias insulares y las de la cornisa Cantábrica (a excepción de Lugo y Guipúzcoa), más los peculiares casos de Córdoba y Murcia. Dos décadas más tarde, ya se constata un claro esquema dicotómico Norte/Sur peninsular, pero con algunos rasgos propios que lo diferencian del observado en los hombres: por un lado, las provincias norteñas continuaban manteniendo su tradicional posición favorable; por otro lado,

el área menos favorecida abarcaba una zona más amplia del sur peninsular, extendiéndose también por la costa levantina<sup>309</sup>.

La visión de los mapas muestra otros dos aspectos relevantes. En primer lugar, la actual consistencia en la distribución territorial de los espacios de riesgo, ya que 25 provincias en los hombres y 23 en las mujeres tenían una mortalidad inferior a la española tanto en el año 1991 como en el año 2001; mientras que con niveles superiores en ambos periodos había 13 provincias en los hombres y 17 en las mujeres<sup>310</sup>. En segundo lugar, la mayor semejanza en los espacios entre ambos sexos, lo que indicaría una aproximación en los factores de riesgo de los hombres y de las mujeres en un mismo territorio, y una progresiva diferenciación en los riesgos individuales, colectivos y del entorno entre el norte y el sur peninsular<sup>311</sup>.

En el análisis anterior la posición de cada provincia en cada periodo depende tanto de sus niveles de mortalidad como de los del conjunto de España. Para complementar esa visión, se ha analizado la evolución de las tasas estandarizadas provinciales con el fin de identificar diferencias de ritmos y de fases (Mapa 6.2)<sup>312</sup>. En la evolución de la mortalidad provincial destaca la existencia de una gran pluralidad de situaciones, tanto en relación con los niveles de partida, como en las fases de descenso y en la intensidad de su caída. Esa diversidad se refleja en la escasa relación existente en la variación relativa de las tasas provinciales de mortalidad entre dos periodos consecutivos<sup>313</sup>. Así, el coeficiente de correlación resultante de comparar las variaciones de las tasas en el periodo 1961-1975 con las del periodo 1975-1991 es de 0,09 en los hombres y de 0,18 en las mujeres.

El segundo aspecto es la tendencia a una mayor desigualdad territorial, al aumentar la dispersión de las tasas. En los hombres el coeficiente de variación aumentó del 7,7 por ciento del año 1961 a un máximo del 11,5 por ciento en 1991<sup>314</sup>, pero se ha reducido en el último decenio hasta situarse en el 9,9 por ciento a principios de este siglo, valor todavía superior al de cuatro décadas antes. En esa reciente contracción de la variabilidad ha jugado un papel

---

<sup>309</sup> Un caso peculiar lo constituye la evolución de Illes Balears. M. Dubon (1995: *La esperanza de vida y las principales causas de mortalidad en las Illes Balears: un estudio crítico de las fuentes. Análisis por comunidades autónomas*) se interroga sobre la paradoja que representa que la Comunidad Autónoma española con un nivel de renta más elevado tenga al mismo tiempo una de las más bajas esperanzas de vida. En su opinión, parte de esa paradoja puede deberse a la asignación a esa provincia defunciones de transeúntes de los cuales se desconoce su residencia.

<sup>310</sup> Solo los hombres residentes en Jaén invierten su posición relativa en la década de los noventa, pasando de una situación favorable a una desfavorable dentro del contexto español.

<sup>311</sup> En el año 2001 la única excepción la constituye la provincia de Vizcaya con un nivel agregado de mortalidad significativamente superior al nacional en los hombres e inferior en las mujeres.

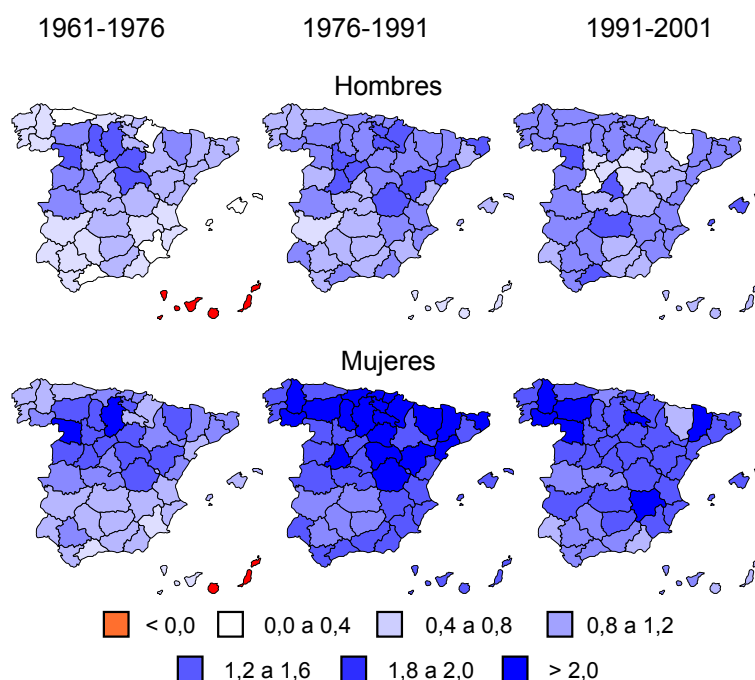
<sup>312</sup> El uso de una única población tipo, la de España ambos sexos a 1 de enero de 2005, permite comparar simultáneamente todas las provincias, en todos los periodos y en ambos sexos.

<sup>313</sup> La evolución de las provincias canarias plantea serios interrogantes sobre la bondad de los datos, especialmente los relativos a los efectivos de población.

<sup>314</sup> El valor más elevado se dio en el año 1981, con un 12,1 por ciento, pero, como ya se ha mencionado en repetidas ocasiones, se encuentra sesgado por la heterogeneidad territorial en el subregistro de las defunciones a principios de la década de los ochenta.

básico el menor ritmo de caída de las tasas de mortalidad en algunas provincias del interior peninsular, sobre todo las localizadas alrededor de la provincia de Madrid, además de Huesca, que eran las áreas con niveles más bajos a principios de la década de los noventa. En las mujeres, por el contrario, no se constata ese proceso de relativa convergencia en el periodo más reciente, ya que la tendencia ha sido a una clara acentuación de la disparidad provincial a lo largo de todo el periodo, con un incremento del coeficiente de variación del 6,7 al 11,9 por ciento entre 1961 y 2001.

Mapa 6.2: Porcentaje de reducción anual de la tasa estandarizada por provincias.



Nota: la población tipo es la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del anexo B.2.

En síntesis, la actual geografía de la mortalidad emergió en la década de los sesenta y en la primera mitad de los años setenta como resultado de la combinación de dos procesos. El primero, la concentración de las mejoras relativas más importantes en las provincias del interior-norte peninsular, destacando Zamora, Guadalajara y Palencia en ambos sexos, además de Huesca y Soria en los hombres, y de León y Burgos en las mujeres. El segundo, el relativo estancamiento de las provincias andaluzas, especialmente las de su vertiente más occidental, junto con avances muy moderados en los hombres en las provincias insulares y de la cornisa cantábrica, y de las mujeres en el litoral levantino. En las décadas posteriores, con mayor claridad en las mujeres, se fueron consolidando esos espacios, en un contexto de estabilización, cuando no de acentuación, de las desigualdades de mortalidad en función de la provincia de residencia.

## 6.2 Evolución y desigualdades territoriales de vida media

El objetivo de este apartado es analizar los cambios en la distribución de la esperanza de vida de las provincias españolas, así como de su evolución en las últimas cuatro décadas, en función de las desigualdades en los patrones territoriales de la mortalidad por edad.

### 6.2.1 Una descripción de las pautas históricas

A principios del siglo XX, la media provincial de la esperanza de vida al nacer era de 34,7 años en los hombres y de 35,7 años en las mujeres<sup>315</sup>. Esas medias camuflan la existencia de una alta heterogeneidad territorial, configurándose tres grandes entornos de mortalidad<sup>316</sup>. El primero, formado por Illes Balears, que durante el primer tercio del siglo XX disfrutaba de una posición privilegiada, y las provincias del litoral Cantábrico y gallego con una esperanza de vida que superaba los 39 años en los hombres y los 40 años en las mujeres. El segundo, por encima de la media provincial, englobaba el litoral mediterráneo, de Alicante a Girona. Finalmente, una área de alta mortalidad que abarcaba la mayor parte del interior y del sur peninsular. En sus trazos básicos esa configuración entronca con la observada a finales del siglo XIX<sup>317</sup>, al mantenerse la dicotomía entre el sur e interior peninsular y las provincias litorales, con una mejor situación relativa de las cantábricas y de las atlánticas sobre las mediterráneas. En opinión de F. Dopico y D. Reher la mejor posición del norte peninsular respondería a un régimen demográfico caracterizado por una mortalidad moderada dentro del contexto español, por una edad media al matrimonio y una soltería definitiva elevadas, por la presencia de familias extensas y por una dinámica emigratoria. Las características de las

---

<sup>315</sup> Los datos de las primeras décadas del siglo XX corresponden al trabajo de F. Dopico y D. S. Reher (1998: *El declive de la mortalidad en España, 1860-1930*). Los resultados concuerdan, en sus grandes líneas, con los de R. Nicolau (1989: *Trajectoires regionales dans la transition démographique espagnole*)

<sup>316</sup> Del análisis se excluyen las provincias canarias por presentar graves deficiencias en los datos. Sobre la calidad de las estadísticas de Tenerife para el periodo 1871-1935 véase E. Burriel (1980: *Las deficiencias de las fuentes demográficas: El problema del subregistro en Canarias*)

<sup>317</sup> Diversas investigaciones han señalado los fuertes contrastes geográficos de la mortalidad de finales del XIX, aunque la calidad de los datos condiciona en parte sus conclusiones. El clásico estudio de F. Dopico (1987: *Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s*) dibuja un esquema que contrapone una zona de baja mortalidad en las áreas litorales, tanto mediterráneas como atlánticas, con otra de alta mortalidad en el interior peninsular, especialmente en la submeseta norte. En un reciente artículo F. Muñoz Pradas (2005: *Pautas territoriales de la mortalidad en la España de 1860: una reconstrucción y análisis*) ha reestimado los niveles de mortalidad de ese periodo, revelando la existencia de una mayor variabilidad territorial y el desplazamiento de la zona con mayor riesgos del interior-norte al interior-sur peninsular. Para una explicación de los determinantes de la mortalidad en ese periodo véase también F. Muñoz Pradas (2005: *Geografía de la mortalidad española del siglo XIX: una exploración de sus factores determinantes*)

explotaciones agrarias y de los sistemas sucesorios explicarían la menor fecundidad, que unida al recurso a la emigración, configuraban un sistema de baja presión demográfica. Por el contrario, en el interior y en el sur peninsular, el sistema agrario y la transmisión hereditaria estarían en la base de un régimen demográfico de alta presión, con un matrimonio precoz, una fecundidad más intensa y una mayor regulación del sistema por la vía de la mortalidad. En una situación intermedia se situarían las regiones mediterráneas, caracterizadas por una agricultura más diversificada, con un mayor porcentaje de campesinos propietarios o con arrendamientos de larga duración, por focos industriales más diversificados y por sistemas hereditarios propios, como la institución del *hereu*<sup>318</sup>.

El descenso de la mortalidad en las primeras décadas del siglo XX permitió que la media de las esperanzas de vida provinciales alcanzase los 48,4 años en los hombres y los 51,8 años en las mujeres en 1930. Los determinantes de ese avance son múltiples y abarcarían aspectos como las mejoras nutricionales, al aumentar la producción agraria y la eficiencia de los circuitos de comercialización, las medidas de higiene personal y de salubridad pública, el mejor conocimiento de los efectos del entorno medioambiental en los procesos infecciosos, la reducción de la descendencia y una nueva percepción de la infancia... Esos factores, o parte de ellos, incidieron en el conjunto del territorio, ya que se redujo a la mitad el coeficiente de variación de la esperanza de vida en ambos sexos. Esa menor variabilidad se vio acompañada por una primera modificación de los espacios de riesgo, sobre todo el de las áreas más favorecidas. En las provincias gallegas los avances fueron moderados, dejando de ocupar las primeras posiciones del escalafón provincial, aunque continuaron situándose por encima de la media, a excepción de los hombres de A Coruña. En las provincias del nordeste, sobre todo en las catalanas y en Illes Balears, así como en las del País Vasco y en Navarra, se concentraron las mejoras más importantes, con una vida media que superaba los 52 años en los hombres y los 55 en las mujeres. El sur y el interior peninsular permanecieron como el entorno menos favorecido, a pesar de que en algunas áreas se asistió a avances significativos en la supervivencia de sus habitantes. En ese periodo se produjeron diferencias en la trayectoria de las provincias andaluzas, iniciándose un proceso de transformación interna por el desplazamiento del área de mayor mortalidad de su zona oriental a la occidental, especialmente a Cádiz y Sevilla. En resumen, el panorama de 1930 presenta semejanzas y divergencias con el de treinta años antes: similitudes, al mantenerse el interior y el sur de la península como el espacio de mayor mortalidad; diferencias, al desplazarse el área más favorecida del noroeste peninsular hacia el País Vasco y Cataluña, además de Illes Balears.

En las décadas centrales del siglo XX, las mayores ganancias de años de vida se dieron en las provincias que partían de una situación más desfavorable, mientras que los menores crecimientos se localizaron en aquellas que tradicionalmente habían gozado de una mejor

---

<sup>318</sup> Según estos autores, esos sistemas, que se mantuvieron en gran medida inalterables durante las primeras décadas del siglo XX, eran relativamente independientes de la situación socioeconómica (F. Dopico y D. Reher: 1998: *op. cit.*)

situación. A principios de los años sesenta el patrón espacial de la esperanza de vida mostraba en los hombres diferencias significativas en relación con el de principios del siglo XX, como la peor posición relativa de las provincias vascas, mientras que en las mujeres las pautas territoriales eran de mayor continuidad, al mantenerse como zona privilegiada la cornisa cantábrica, junto al litoral mediterráneo y las islas.

### 6.2.2 *Las expectativas de vida de la población, 1961-2001*

En las cuatro décadas que han transcurrido de 1961 a 2001 la media provincial de las esperanzas de vida ha aumentado 9,4 años en los hombres, al pasar de 67,1 a 76,5 años, y 11,6 años en las mujeres, de 71,7 a 83,3 años. Si bien las ganancias han sido generalizadas, se han caracterizado al mismo tiempo por revestir dispares magnitudes a escala territorial (Mapa 6.3). En el conjunto del periodo, los mayores avances absolutos se han localizado en las provincias de Castilla y León, en las más noreorientales de Castilla-La Mancha, además de La Rioja y el norte de Extremadura. En los hombres sobresale, con ganancias superiores a los 12 años, el conglomerado constituido por Burgos, León, Palencia y Zamora, al que se añaden las provincias de Guadalajara, Segovia y Soria en las mujeres, todas ellas con incrementos en la vida media femenina por encima de los 14 años. En el extremo opuesto, en ambos archipiélagos, en el sur peninsular y en parte del Levante, y en algunas provincias noreñas las ganancias, aunque significativas, han sido de menor calado. En las tres provincias insulares, Almería, Córdoba, Málaga y Murcia se han situado por debajo de los 8 años en los hombres y de los 10 años en las mujeres, tal como ha sucedido también en la población femenina residente en Cádiz, Sevilla y Huelva. Si bien puede plantearse que el margen de ganancia puede depender del nivel de partida, y por tanto del margen de recorrido, esa relación sólo se ha verificado en los primeros quinquenios del periodo y para las mujeres, cuando el peso de la mortalidad en la infancia era todavía relevante, mientras que en el último decenio no se ha constatado ninguna relación significativa entre el nivel de base y el incremento de la esperanza de vida al nacer<sup>319</sup>.

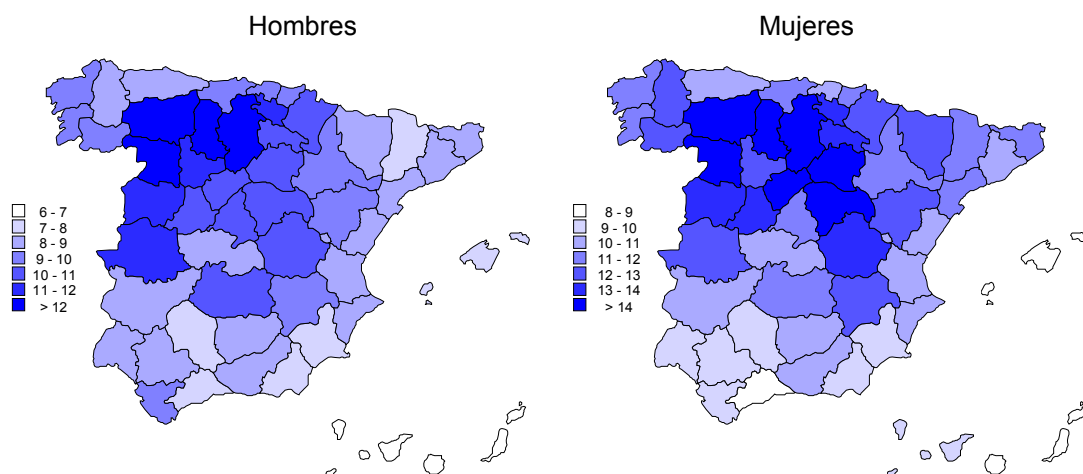
Las edades y las causas de muerte que explican esos diferenciales han variado a medida que el descenso de la mortalidad modificaba su estructura interna y desplazaba el patrón de ganancias de años de vida de la infancia y la pubertad a las edades maduras y avanzadas. En primer lugar, ha culminado la transición de riesgos en la niñez, beneficiándose sobre todo aquellas áreas que, como las del interior-oeste peninsular, se encontraban en un estadio más retrasado en el proceso secular de descenso de la mortalidad infantil. En segundo lugar, las desigualdades en los riesgos de morir en las edades maduras y en las avanzadas han

---

<sup>319</sup> Para las mujeres el valor  $R^2$  entre el nivel de esperanza de vida en 1961 y su incremento entre 1961 y 1976 fue de 0,615; mientras que la relación entre el nivel de 1991 y la ganancia de la década de los noventa fue de 0,008.

adquirido un creciente protagonismo en la configuración de la actual dicotomía entre el norte y el sur peninsular. En tercer lugar, en los años ochenta y principios de los noventa, el desigual impacto a escala territorial de la “crisis” de mortalidad en los adultos más jóvenes, sobre todo en los hombres, constituyó un nuevo factor, aunque coyuntural, de diferenciación espacial.

Mapa 6.3: Ganancia de esperanza de vida al nacer entre 1961 y 2001, en años.



Fuente: elaboración propia a partir del anexo B.3 y B.4

Con el fin de cuantificar el papel de las distintas etapas del ciclo vital en las desigualdades interprovinciales de esperanza de vida al nacer en los distintos periodos, se ha procedido a descomponer la diferencia de vida media entre cada una de las provincias y España en función de las desigualdades en las estructuras de los patrones de mortalidad por edad<sup>320</sup>. En algunas provincias la tasa de mortalidad de una edad es inferior a la de España, contribuyendo de forma positiva a la diferencia de vida de sus residentes, mientras que en otras es superior, restando años de vida a la población de su provincia respecto de la nacional. Para eliminar la compensación que puede producirse entre signos positivos y negativos, se ha utilizado el valor absoluto de la contribución, siendo la suma de los valores provinciales para cada grupo de edad un indicador que sintetiza qué parte de la variabilidad interprovincial de esperanza de vida al nacer cabría imputar a cada una de las etapas del ciclo vital (Tabla 6.1).

<sup>320</sup> En términos estrictos esa descomposición debería realizarse entre cada una de las provincias y el resto de provincias. Ese ejercicio se ha realizado para el año 1961 para verificar que los resultados que se obtenían no diferían de los que se derivaban de realizar dicha comparación utilizando como referencia el total de España.

Tabla 6.1: Estimación del papel de las diferentes etapas del ciclo vital en las desigualdades interprovinciales de esperanza de vida al nacer.

	Hombres				Mujeres			
	0-14	15-39	40-64	65+	0-14	15-39	40-64	65+
1961	39,6%	13,2%	24,6%	22,6%	45,7%	10,9%	16,1%	27,4%
1976	20,7%	13,8%	31,6%	33,8%	27,0%	11,3%	19,7%	42,1%
1986	12,6%	14,1%	31,1%	42,2%	14,7%	10,6%	18,0%	56,7%
2001	9,7%	13,7%	27,6%	49,0%	10,2%	8,7%	14,8%	66,3%

Nota: se utiliza una periodificación de tipo decenal por los sesgos que introduciría el uso de los datos de 1981.

Fuente: elaboración propia.

La geografía de la mortalidad responde cada vez más a diferenciales de supervivencia en las edades avanzadas, sobre todo en las mujeres, y al desigual impacto territorial de algunas enfermedades de “sociedad”, con mayor intensidad en los hombres. En el año 1961 los diferenciales interprovinciales en los riesgos de morir antes de los 15 años explicaban el 40 por ciento de la diferencia total en la esperanza de vida al nacer de los hombres y el 45 por ciento de la de las mujeres, situándose dichos porcentajes todavía en el 21 y en el 27 por ciento a mediados de la década de los setenta. En las mujeres se constata el creciente papel que desempeñan las edades avanzadas, ya que éstas eran responsables de una cuarta parte de la variabilidad territorial a principios de la década de los sesenta y de dos terceras partes a principios de este siglo<sup>321</sup>. Si bien los hombres tampoco han sido ajenos a esa tendencia, la contribución relativa de los más mayores es menor, en torno del 50 por ciento, ya que también tienen un elevado poder explicativo los diferenciales interprovinciales en los riesgos de morir en las edades adultas tempranas y, sobre todo, en las maduras. Los anteriores resultados nos permiten focalizar la atención en aquellas etapas del ciclo vital que han sido determinantes en la evolución y en las desigualdades espaciales de vida media en cada uno de los periodos analizados (Mapa 6.4).

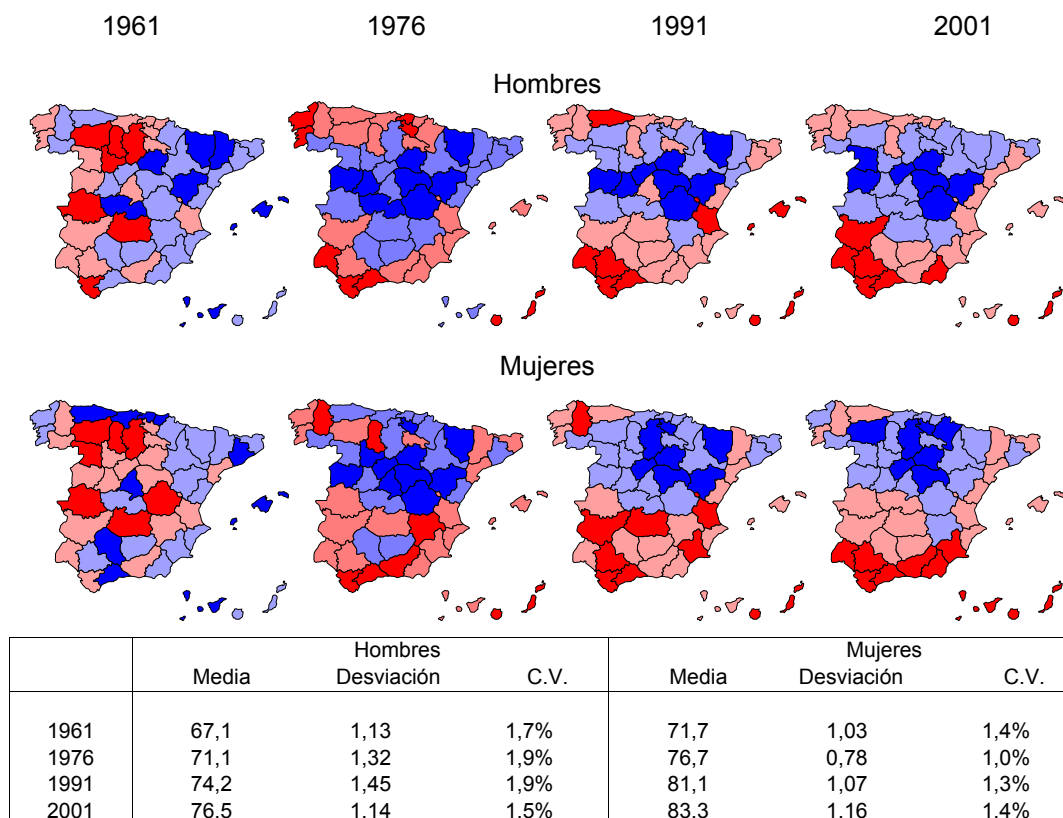
A principios de los años sesenta, las provincias que superaban el valor medio provincial de la esperanza de vida al nacer en los hombres, por encima de los 67,1 años, se ubicaban en el oriente peninsular, a excepción de Valencia, en las provincias insulares y en un grupo de las noroccidentales (Asturias, Lugo y Ourense). En el extremo opuesto, las menores expectativas de vida, por debajo de los 66 años, correspondían a los residentes en gran parte de la meseta norte, además de Cáceres, Cádiz y Ciudad Real. Las pautas geográficas en las mujeres, como se ha comentado anteriormente, presentaban una mayor continuidad con las históricas y se diferenciaban de las masculinas por: a) las provincias cantábricas y atlánticas seguían constituyendo una zona privilegiada en el contexto de la mortalidad española de la época; b) el espacio menos favorecido abarcaba una zona más extensa del interior, incluyendo gran

<sup>321</sup> El creciente peso de las edades avanzadas se constata también en la mayor correlación existente entre las expectativas de vida al nacer y a la edad 65. En el año 1961 el valor de  $R^2$  entre ambas variables era de 0,32 en ambos sexos, mientras que en el año 2001 fue de 0,90 en los hombres y de 0,96 en las mujeres.



parte de Castilla-La Mancha; c) la situación de la Andalucía Occidental era menos desfavorable, ya que las malagueñas y las sevillanas se situaban por encima de la media provincial, y la posición relativa de las gaditanas era menos desfavorable; y, d) el peculiar caso de la provincia de Madrid que ocupaba la quinta posición de la jerarquía provincial en las mujeres y la trigésimo quinta en los hombres.

Mapa 6.4: Esperanza de vida al nacer por provincias. 1961-2001<sup>322</sup>.



Nota: en rojo, por debajo de la media menos una unidad de desviación típica; en rojo pálido, entre la media menos una unidad de desviación típica y la media; en azul pálido, entre la media y la media más una unidad de desviación típica; y, en azul por encima de la media más una unidad de desviación típica.

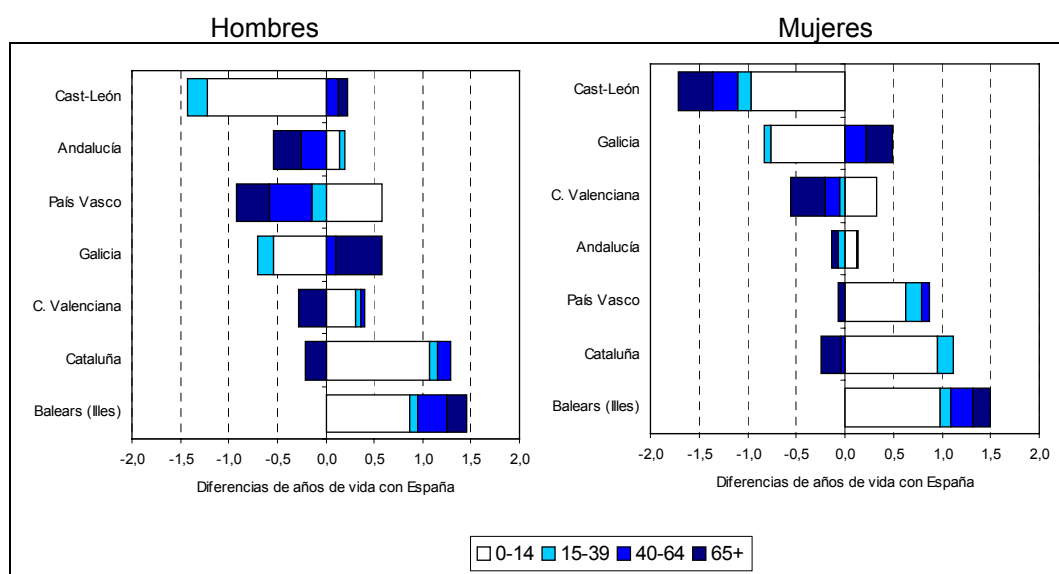
Fuente: elaboración propia a partir de los datos del anexo B.3.

En ese periodo, la esperanza de vida al nacer, como indicador agregado de mortalidad, camufla la coexistencia de contrastados modelos territoriales en los patrones por edad, que en las mujeres abarcaría desde una pauta de alta mortalidad en la infancia y riesgos de morir superiores a los nacionales hasta la adultez, característica de las provincias gallegas y de la

<sup>322</sup> La escala de los mapas se ha elaborado a partir de la media y de la desviación típica de la variable, lo que permite disponer de un criterio homogéneo que sitúa la posición relativa de cada provincia respecto del resto, identificando las más alejadas de los valores medios en uno u otro sentido.

mayoría de la meseta norte, hasta una estructura de riesgos inversa, es decir inferiores a los de España en la primera mitad de la vida pero superiores en la madurez y en la ancianidad, propia de las provincias de la Comunidad Valenciana. Esas estructuras provocaban que la distribución espacial de la vida media a la edad 15 mostrase diferencias significativas con la observada al nacimiento, ya que la posición de las provincias del interior peninsular era menos desfavorable y las del litoral levantino presentaban un contexto más negativo<sup>323</sup>.

Gráfico 6.1: Contribución de las edades a la diferencia de esperanza de vida al nacer entre algunas CCAA y España. 1961.



Nota: Comunidades Autónomas ordenadas de menor a mayor esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

Para analizar el impacto de esos patrones se ha procedido a descomponer la diferencia en las expectativas de vida entre algunas Comunidades Autónomas y España a principios de los sesenta (Gráfico 6.2). Dichas diferencias se deben, en gran medida, a la existencia todavía de diferenciales de mortalidad en los primeros años de vida, debido al retraso relativo de amplias zonas del interior peninsular en el descenso de los riesgos de morir en la infancia. Los menores riesgos de morir antes de la edad 15 de los catalanes y de los baleares les aportaban 1 año más de vida en relación con el conjunto de España, mientras que sustraían más de 1 año a los castellano-leoneses y más de 0,5 años a los gallegos. La mayor expectativa de vida de Baleares se debía también a su mayor supervivencia en las edades avanzadas, mientras que la situación de Cataluña era menos favorable. En dos regiones que

<sup>323</sup> La existencia de patrones de mortalidad por edad muy contrastados explica que la relación a escala provincial entre la esperanza de vida al nacer y a la edad 15 fuese a principios de los años sesenta tan sólo de 0,55 en los hombres y de 0,53 en las mujeres.

gozaban de unas expectativas de vida similares y ligeramente inferiores a las nacionales, como Galicia y la Comunidad Valencia, sus estructuras por edad eran muy diferenciadas, ya que en la primera se debían a una peor mortalidad en la niñez y en las edades adultas, y en la segunda a unos mayores riesgos de morir en las edades avanzadas. Un caso particular lo constituía el País Vasco con unos riesgos inferiores a los nacionales hasta la pubertad, pero claramente superiores en los hombres en el resto de etapas del ciclo vital, pero no así en las mujeres, lo que se traducía en unos elevados diferenciales de vida entre sexos, de 6,1 años en contra de los 4,9 años del conjunto de España. Finalmente, en Andalucía la vida media y la estructura de la mortalidad de sus mujeres era muy similar a la de las españolas, mientras que las expectativas de vida de los hombres eran inferiores debido a sus mayores riesgos de morir en las edades maduras y avanzadas.

En el periodo que transcurre desde principios de los años sesenta hasta mediados de los setenta la esperanza de vida a escala provincial aumentó, en término medio, 4 años en los hombres y 5 años en las mujeres, pero la magnitud de esas ganancias no fue homogénea en el territorio. En los hombres oscilaron desde mejoras inferiores a los 3 años, como en las provincias más urbanas e industrializadas del Cantábrico o en las insulares, a avances superiores a los 5,5 años, como en las castellano-leonesas<sup>324</sup>. En las mujeres, las menores ganancias se localizaron en gran parte del sur y del Levante peninsular, en contraposición con las sustanciales ganancias, por encima de los 6,5 años, de amplias zonas del interior peninsular. En gran medida, fueron aquellas zonas que se encontraban en un estadio más retrasado en el descenso secular de los riesgos de morir en la infancia las que más vieron incrementar las expectativas de vida de sus habitantes. Para cuantificar ese fenómeno, se ha analizado el papel que jugó el descenso de la mortalidad antes de los 15 años en la evolución de la vida media de las provincias entre 1961 y 1976, identificando aquellas que al principio del periodo tenían unos riesgos de morir en esas edades más alejados de la media provincial en uno u otro sentido (Mapa 6.5).

Las mejoras en la supervivencia de los niños aportaron entre 4 y 5 años más de vida a los hombres en 13 provincias, localizadas básicamente en el área más occidental del interior peninsular<sup>325</sup>. En las mujeres la pauta fue similar a la de los hombres, aunque sólo en Ciudad Real, Palencia, Cáceres y Segovia se superaron los 4 años, al ser sus riesgos de morir en esas edades inferiores a los masculinos. Por el contrario, en las zonas que habían sido pioneras en el descenso de la mortalidad infantil<sup>326</sup>, localizadas en el cuadrante nororiental de

---

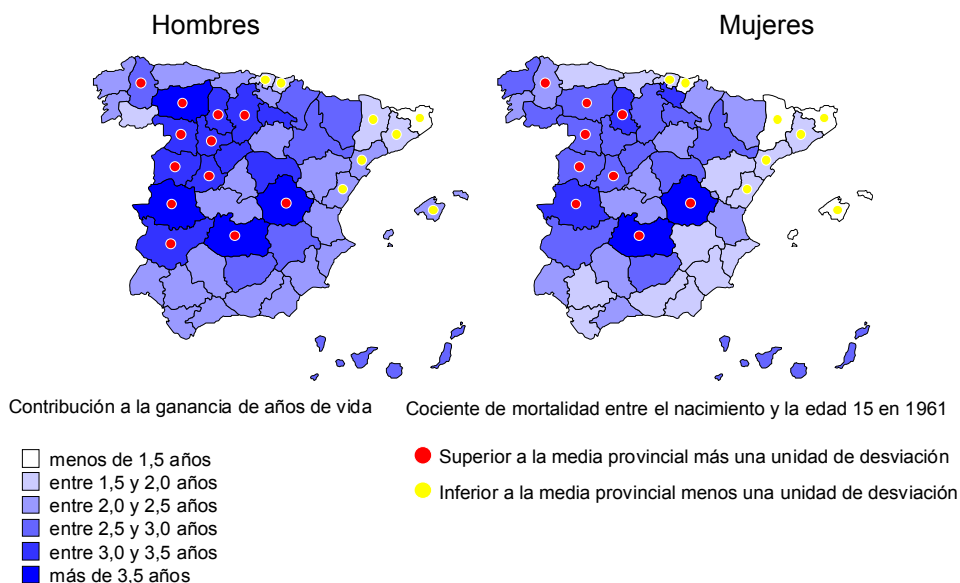
<sup>324</sup> Una descripción más detallada de los niveles y de las pautas de esperanza de vida durante la década de los setenta y principios de los ochenta en los clásicos artículos de A. Cohen (1989: *Las disparidades geográficas de la mortalidad en España (1970-1980)*; 1991: *La dynamique géographique de la mortalité en Espagne*)

<sup>325</sup> El papel de la mortalidad en la infancia, como factor determinante de los cambios operados en las desigualdades regionales de la esperanza de vida, ha sido analizado en el caso de Italia por G. Caselli y V. Egidi (1979: *La géographie de la mortalité italienne: différences territoriales et milieu*)

<sup>326</sup> La mortalidad infantil presenta durante buena parte del siglo XX una elevada heterogeneidad territorial debido a desfases temporales y de ritmo en su descenso (R. Gómez Redondo: 1999: *op. cit.*). En una primera fase, a principios del siglo XX, las mejoras relativas más importantes se dieron en

la península y en el País Vasco, su papel, si bien relevante, fue inferior, contribuyendo en menos de 3 años a la mejora de la esperanza de vida de sus habitantes en ambos sexos. Por lo tanto, entre 1961 y 1976 el descenso de los riesgos de morir en los primeros años de vida constituyó un elemento de contracción de las desigualdades de vida media entre los habitantes de las provincias españolas.

Mapa 6.5: Contribución del descenso de la mortalidad infantil ( de 0 a 14 años) al aumento de la esperanza de vida de las provincias en el periodo 1961-1976.



Fuente: elaboración propia.

Esa contracción se vio, no obstante, contrarrestada por un desigual comportamiento territorial en la evolución de la mortalidad en el resto de edades, lo que impidió que se produjese una convergencia real en los niveles de esperanza de vida. La mejora relativa del interior peninsular en la infancia se vio reforzada en la mayoría de las provincias por ganancias superiores a las nacionales en las edades adultas y avanzadas, especialmente en las mujeres. Por el contrario, esas ganancias fueron muy moderadas en gran parte de Andalucía, en las provincias insulares y en algunas del litoral Mediterráneo y Cantábrico, como en Alicante o en Asturias. A raíz de esos procesos, las pautas espaciales de la esperanza de vida al nacer a mediados de los años setenta presentaban diferencias con las

el litoral mediterráneo, Madrid y el País Vasco; en una segunda fase, entre los años treinta y cincuenta, en el sudoeste y oeste peninsular; y, finalmente, en una tercera fase, en el interior peninsular, especialmente en las provincias del centro-oeste. En la infancia, junto a los factores de índole socioeconómica, interactuaron los relacionados con la climatología, los hábitos de nutrición y crianza, la cultura sanitaria o el grado de urbanización (F. Dopico: 1985: *Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1900-1950)*)

observadas tres quinquenios antes<sup>327</sup>. Los residentes en el interior peninsular, también en el cuadrante nororiental en los hombres, eran los que gozaban de unas mayores expectativas de vida, mientras que las provincias litorales del sur peninsular se configuraban como una zona de alta mortalidad relativa. En esos años, se produjo también un deterioro en la posición relativa de las provincias insulares y el retroceso de las del litoral Cantábrico y Atlántico, especialmente en los hombres. Al finalizar ese periodo, la mortalidad en la infancia y en la pubertad habían perdido peso en la determinación de las desigualdades de vida entre las provincias, sobre todo en las mujeres, adquiriendo mayor protagonismo las edades maduras y ancianas. En el año 1976, el coeficiente de correlación provincial entre  $e_0$  y  $e_{65}$  era ya de 0,71, mientras que quince años antes era tan sólo de 0,32 en ambos sexos.

En el periodo comprendido entre 1976 y 1991 se consolidó el sur peninsular como una área con esperanzas de vida inferiores a la media provincial, al invertirse también la posición relativa de las provincias del interior de Andalucía. Al mismo tiempo, la zona de mayor mortalidad se fue extendiendo progresivamente hacia el este peninsular hasta abarcar la práctica totalidad del litoral mediterráneo. Sobre esa tendencia de fondo, cada vez más determinada por la supervivencia en la madurez y en la ancianidad, se superpuso el impacto de la crisis de mortalidad en los adultos jóvenes, lo que explicaría el retroceso observado en la posición relativa de los residentes en Madrid, o las escasas ganancias de vida en los hombres de Asturias, Illes Balears, Barcelona o Valencia, entre otras provincias.

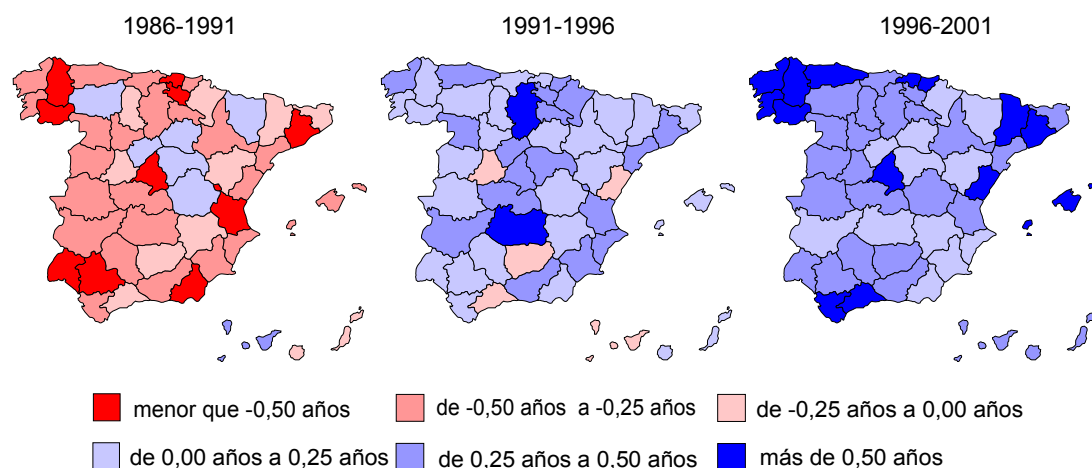
En la trayectoria más reciente de la esperanza de vida masculina, tal como se ha constatado para España, adquiere una especial relevancia el juego de pérdidas y ganancias de años de vida en las edades adultas tempranas (Mapa 6.6). El incremento en la segunda mitad de los años ochenta de los riesgos de morir entre los 20 y los 39 años, inicialmente por los accidentes de tráfico y, posteriormente, por el SIDA, restó años de vida a los hombres en la mayoría de las provincias, destacando pérdidas superiores a los 0,6 años en Barcelona, Madrid, Valencia y Vizcaya, mientras que sólo contribuyó de forma positiva en 7 provincias, localizadas todas ellas en el interior norte peninsular, además de Santa Cruz de Tenerife. En los años noventa se produjo un efecto de compensación, de recuperación de las pérdidas anteriores, que revistió una mayor intensidad en el segundo quinquenio de esa década, al combinarse la reducción de la siniestralidad por accidentes de tráfico con la inflexión en la trayectoria del SIDA. Esa compensación fue muy relevante en Barcelona, Guipúzcoa, Madrid y Vizcaya, en las que el descenso de la mortalidad en el grupo de 20 a 39 años contribuyó entre 0,85 y 1,15 años al incremento de la esperanza de vida de sus residentes entre 1991 y 2001. Esas provincias difícilmente podrán mantener ritmos de mejora de la esperanza de vida similares a los de la década de los noventa, ya que fueron en gran medida producto de la recuperación de las pérdidas anteriores. El caso más paradigmático lo constituye Madrid que encabeza el ranking provincial de ganancias en los años noventa, con un incremento de 3,3

---

<sup>327</sup> Un análisis más concreto sobre dos Comunidades Autónomas en R. Jiménez et al (1998: *La desigual contribución de las poblaciones andaluza y castellano-leonesa al aumento de la longevidad en España*)

años en la vida media masculina, de los cuales una tercera parte como consecuencia del descenso de las tasas de mortalidad entre los 20 y los 39 años.

Mapa 6.6: Efecto de la evolución de la mortalidad adulta-joven sobre la esperanza de vida al nacer de los hombres en el periodo 1986-2001.



Nota: signos negativos (tramas rojas) indican que la mortalidad adulta-joven resta esperanza de vida al nacer en el quinquenio; signos positivos (tramas azules) representan contribuciones positivas.

Fuente: elaboración propia.

En la población femenina adulta-joven los efectos de compensación fueron menores, por el nivel más bajo de las tasas de mortalidad y por la menor incidencia de los factores de riesgo que propiciaron el aumento de la mortalidad en esas edades. La evolución de los riesgos de morir en el segundo quinquenio de los años ochenta contribuyó de forma positiva en 16 provincias a las mejoras de esperanza de vida y en 34 de forma negativa, aunque en todo caso su impacto fue muy limitado, al situarse todas las provincias en el rango de  $\pm 0,2$  años de ganancia o pérdida de años de vida como resultado de la trayectoria de la mortalidad en estas edades.

En la actual fase de la transición epidemiológica el aspecto determinante lo constituye la supervivencia en las edades avanzadas en ambos sexos, y también en las maduras en los hombres. Tal como reflejaban las tasas estandarizadas, si bien se ha producido un descenso generalizado de la mortalidad en esas edades, en contrapartida se han mantenido sus desigualdades espaciales. El análisis de la evolución de las expectativas de vida restantes a partir de los 65 años, resulta revelador, ya que sintetiza la tendencia de fondo en un contexto de fuerte reducción de la mortalidad en la infancia y en la adolescencia (Tabla 6.2). La media provincial de la esperanza de vida a la edad 65 se ha incrementado en los hombres de los 13,2 años de 1961 a los 17,1 años de 2001 y en las mujeres de los 15,3 a los 21,2 años. La longevidad ha aumentado pero también la heterogeneidad territorial en los riesgos de morir, ya que el coeficiente de variación ha pasado del 4,9 al 5,4 por ciento en los hombres y del 3,7 al 5,1 por ciento en las mujeres. Si bien en la población masculina se ha producido una ligera contracción de esa variabilidad en los años noventa, al reducirse la desviación típica del 1,04

al 0,92 entre 1991 y 2001, no ha sucedido lo mismo en las mujeres, intensificándose las desigualdades de supervivencia al final de la vida en función de la provincia de residencia.

Tabla 6.2: Indicadores de variabilidad provincial de la esperanza de vida a la edad 65.

	Hombres				Mujeres			
	Media	Desviac	C.V.	Rango	Media	Desviac	C.V.	Rango
1961	13,20	0,66	4,9%	2,28	15,29	0,57	3,7%	2,10
1976	14,10	0,85	6,0%	3,08	16,84	0,62	3,7%	2,10
1991	16,07	1,04	6,5%	3,44	19,67	0,92	4,7%	2,88
2001	17,10	0,92	5,4%	2,94	21,15	1,06	5,1%	3,40

Nota: el rango se ha calculado como la diferencia entre la media de las cinco provincias peor y mejor situadas.

Fuente: elaboración propia.

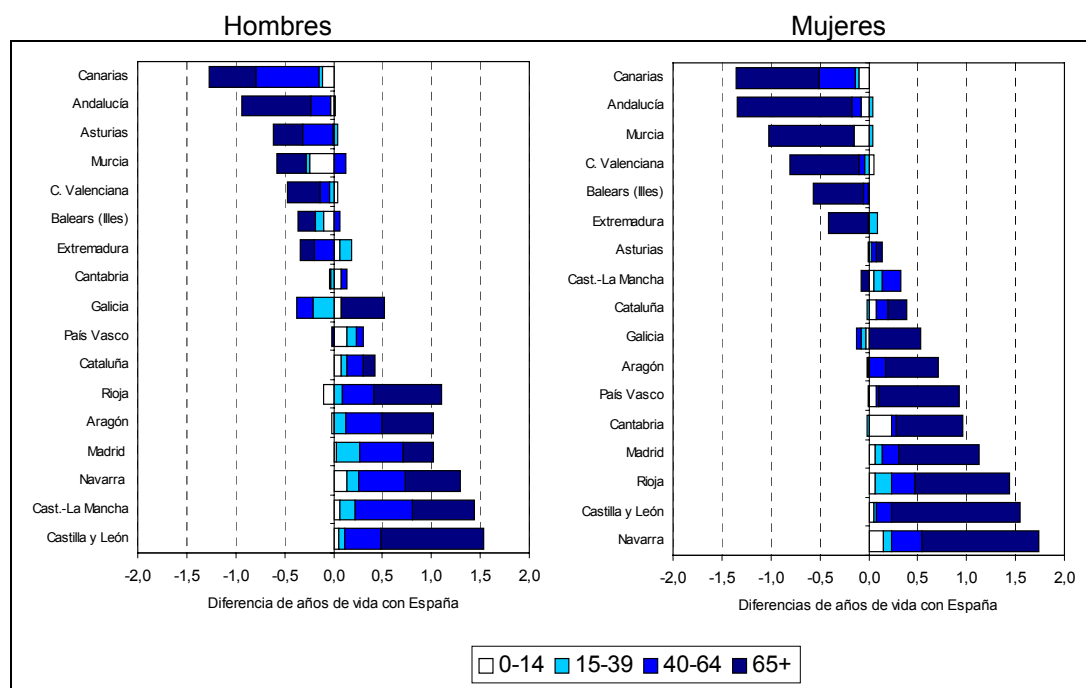
A continuación se analiza, para el ámbito de las Comunidades Autónomas, la evolución entre 1986 y 2001 de la supervivencia en las edades maduras y avanzadas, y su impacto sobre los diferenciales espaciales de vida media durante ese periodo:

- En las edades adultas y maduras, entre los 40 y los 64 años, las regiones con menor mortalidad masculina en 1986 eran Castilla y León, Castilla-La Mancha y Aragón, mientras que las tasas más altas se localizaban en ambos archipiélagos, Asturias y Andalucía. En las comunidades insulares y en las del sur peninsular también se localizaban los riesgos de morir más elevados en las mujeres, mientras que la situación más favorable correspondía a las residentes en Navarra, Madrid y Castilla y León. Durante ese periodo, los ritmos de descenso de las tasas de mortalidad fueron dispares, consolidándose el sur peninsular como el espacio que concentra los riesgos más elevados, junto con Illes Balears y Galicia, además de Asturias en los hombres.
- En la población anciana las desigualdades son muy acentuadas, localizándose tanto al inicio como al final del periodo, y en ambos sexos, las tasas de mortalidad más bajas en la comunidad de Castilla y León y las más elevadas en Andalucía. El diferencial entre ambas regiones era del 32 por ciento en los hombres y del 33 por ciento en las mujeres en 1986, mientras que se alcanzó el 30 y el 38 por ciento a principios del presente siglo. Esa heterogeneidad se constata también a partir del coeficiente de variación de las tasas comunitarias que se mantuvo relativamente constante en los hombres, próximo al 3 por ciento, pero aumentó del 8,2 al 9,7 por ciento en las mujeres. Al igual que en las edades maduras, Andalucía, Canarias, Murcia y la Comunidad Valenciana, se han ido consolidado en ambos sexos como un área de sobremortalidad. Entre los escasos cambios operados destaca la mejora en la posición relativa de Illes Balears y del País Vasco en los hombres, aunque continúan manteniendo tasas de mortalidad superiores a las nacionales, y la muy favorable evolución de La Rioja en ambos sexos.

En el Gráfico 6.2 se ha sintetizado el impacto de los actuales patrones de mortalidad por edad sobre las desigualdades de vida media entre las Comunidades Autónomas y España. En los hombres las edades adultas y maduras juegan todavía un papel relevante, mientras que en las mujeres se localizan, con alguna matización, como en Canarias, en la población anciana. Un aspecto a remarcar es que, a principios de este siglo, las regiones con riesgos de morir más elevados en las edades ancianas tienden también a tenerlos en las edades adultas

y maduras, y viceversa, con la excepción de Galicia en ambos sexos y, en menor medida, de Castilla-La Mancha en las mujeres. Si bien el patrón de morbimortalidad no es idéntico en ambas etapas del ciclo vital, esa relación señalaría que, a corto y medio plazo, el simple reemplazo generacional en las edades avanzadas no sería un factor que coadyuvase a modificar de forma sustancial la actual geografía de la mortalidad.

Gráfico 6.2: Contribución de las edades a la diferencia de esperanza de vida al nacer entre las CCAA y España. 2001.



Nota: Comunidades Autónomas ordenadas de menor a mayor esperanza de vida al nacer en 2001.

Fuente: elaboración propia.

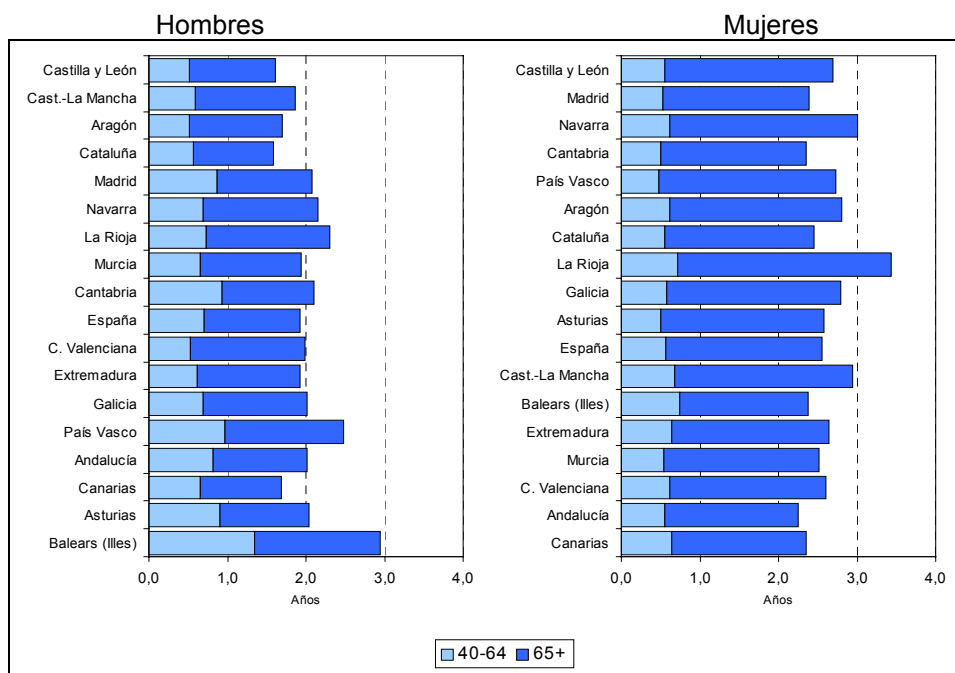
Puede plantearse la hipótesis que, de igual manera que el descenso de la mortalidad en la infancia o la reducción de las enfermedades infecto-contagiosas no fue simultáneo en el territorio, las actuales desigualdades de vida media reflejarían ligeras diferencias regionales en la cronología de la actual fase de la transición epidemiológica<sup>328</sup>. Bajo ese supuesto, sería razonable pensar que en el futuro se asistiría a una paulatina convergencia conforme fuesen accediendo y profundizando en esa etapa de la transición las diversas regiones. No obstante, si exceptuamos la evolución más reciente en los hombres, que deberá confirmarse en los próximos años, la tendencia de los últimos quinquenios no muestra signos de una atenuación de esos diferenciales. Este hecho puede comprobarse comparando la situación de partida de las distintas Comunidades Autónomas en el año 1986, medida a partir de la esperanza de

<sup>328</sup> F. Viciano (2001: *op. cit.*)



vida a la edad 40, con las ganancias de vida entre 1986 y 2001 imputables al descenso de los riesgos de morir a partir de esa edad (Gráfico 6.3)<sup>329</sup>.

Gráfico 6.3: Contribución del descenso de la mortalidad a partir de los 40 años en la ganancia de años de vida de la CCAA entre 1986 y 2001.



Nota: Comunidades ordenadas de mayor a menor esperanza de vida a la edad 40 en 1986.

Fuente: elaboración propia.

En los hombres el esquema es complejo ya que el papel de las edades adultas y maduras ha sido relevante en las recientes ganancias de vida en Illes Balears, Asturias, el País Vasco o Cantabria, aunque en otras regiones que también partían de una situación desfavorable, como Canarias o la Comunidad Valenciana, ha sido claramente inferior. La contribución de la población anciana tampoco muestra un esquema definido, ya que aportó más de un año y medio a la esperanza de vida de los hombres en La Rioja, el País Vasco e Illes Balears, pero sólo contribuyó en un año en dos regiones con una posición inicial claramente diferenciada, como son Canarias y Castilla y León. El análisis de los resultados de las mujeres es más ilustrativo y clarificador, ya que sus ganancias recaen y se concentran fundamentalmente en las edades avanzadas. Como se aprecia en el gráfico, las ganancias no sólo han sido independientes de la situación inicial sino que, en muchos casos, han transcurrido por un camino opuesto al de la convergencia, ya que las Comunidades Autónomas que gozaban de unas menores expectativas de vida a la edad 40 tienden a situarse también entre las que

<sup>329</sup> Partir de la edad 40 años permite soslayar el impacto de la mortalidad en los adultos más jóvenes que responde a factores de riesgo específicos.

menos se han beneficiado del descenso de las tasas de mortalidad en las edades maduras y avanzadas en los quince últimos años.

### 6.2.3 *Acerca de las desigualdades entre hombres y mujeres a escala provincial*

A principios de la década de los sesenta la media provincial de las diferencias en las expectativas de vida al nacer entre ambos sexos era de 4,7 años, con una amplia distribución territorial de valores, que oscilaba entre los mínimos de Cuenca, con 2,4 años, y Guadalajara, con 2,7 años, y los máximos de Cádiz, Madrid y Vizcaya, alrededor de 6,5 años. El papel de la infancia, básicamente del diferencial favorable a las mujeres en el primer año de vida, todavía era elevado, ya que explicaba una quinta parte de la diferencia de vida media entre sexos, mientras que el papel de los más mayores era de sólo un tercio de la diferencia total (Tabla 6.3).

Tabla 6.3: Papel de las diferentes etapas del ciclo vital en los diferenciales de vida media entre hombres y mujeres. Valores medios provinciales.

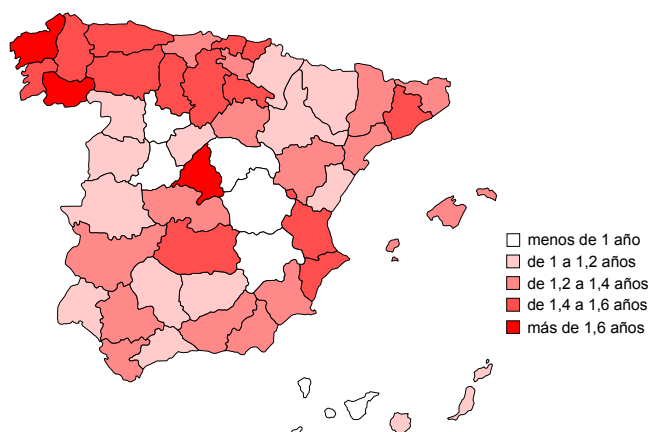
	En valores absolutos (años)					En valores relativos				
	0-14	15-39	40-64	65+	Total	0-14	15-39	40-64	65+	Total
1961	0,93	0,57	1,65	1,53	4,67	19,8%	12,1%	35,3%	32,7%	100,0%
1966	0,82	0,71	1,80	1,81	5,14	15,9%	13,8%	35,1%	35,2%	100,0%
1971	0,66	0,81	1,90	1,93	5,30	12,5%	15,3%	35,8%	36,4%	100,0%
1976	0,48	0,79	2,10	2,21	5,59	8,6%	14,2%	37,6%	39,6%	100,0%
1981	0,41	0,80	2,20	2,60	6,00	6,8%	13,4%	36,6%	43,3%	100,0%
1986	0,33	0,96	2,32	2,76	6,38	5,2%	15,1%	36,4%	43,3%	100,0%
1991	0,29	1,28	2,37	3,03	6,98	4,2%	18,4%	34,0%	43,4%	100,0%
1996	0,24	1,14	2,42	3,33	7,13	3,4%	15,9%	34,0%	46,7%	100,0%
2001	0,17	0,86	2,37	3,52	6,93	2,5%	12,4%	34,2%	50,9%	100,0%

Fuente: elaboración propia.

El aumento de las desigualdades de vida entre hombres y mujeres, a pesar del papel amortiguador que representó el descenso de la mortalidad infantil, refleja en primer lugar los diferenciales en los riesgos de morir en las edades adultas-jóvenes, cuya máxima expresión se dio a finales de los años ochenta y mediados de los noventa. Ese fenómeno se caracterizó por una gran pluralidad de situaciones a escala territorial que dependían tanto del nivel de los riesgos de morir, como del grado de heterogeneidad/homogeneidad espacial de los factores determinantes de la mortalidad de los jóvenes en uno y otro sexo. A principios de la década de los noventa, en términos medios provinciales, las diferencias en las tasas de mortalidad entre los 15 y los 39 años contribuyeron en 1,28 años al diferencial de vida media entre sexos, siendo su repercusión muy alta, por encima de 1,4 años, en la mayoría de las provincias del litoral Cantábrico y del cuadrante noroccidental de la península, además de Alicante, Barcelona, Madrid y Valencia (Mapa 6.7). En la última década del siglo XX el papel

de esas edades se ha reducido de forma muy apreciable, situándose los máximos en torno a 1,1 años a principios de este siglo, como consecuencia del control de los factores de riesgo de mayor incidencia entre la población masculina en las edades adultas-jóvenes, como los accidentes de tráfico o el SIDA.

Mapa 6.7: Contribución de la mortalidad adulta-joven a la diferencia total de vida media entre sexos. 1991. En años.



Fuente: elaboración propia.

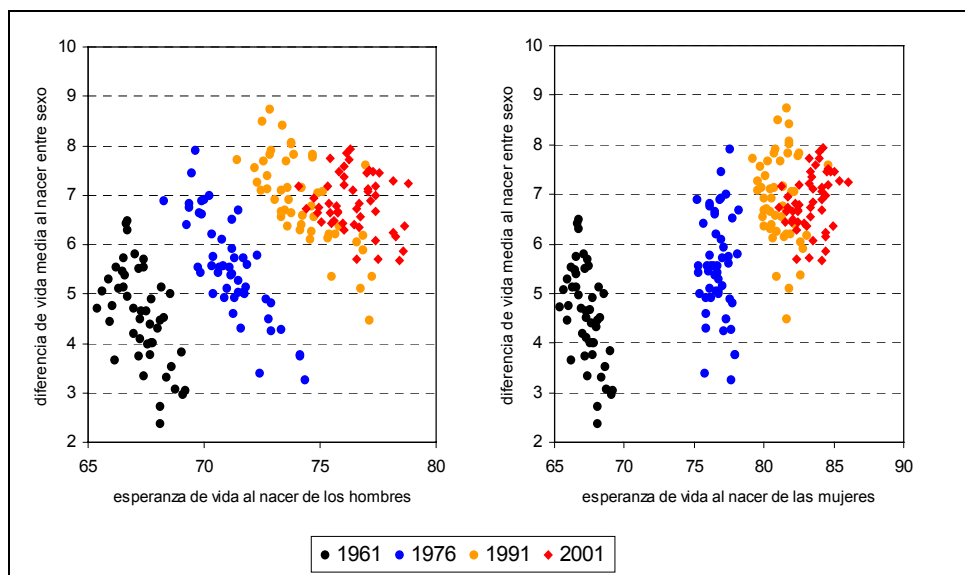
A pesar de ello, y de la reciente estabilidad en los diferenciales de supervivencia en las edades maduras, las diferencias en las expectativas de vida entre los hombres y las mujeres no se han reducido de forma significativa, al continuar intensificándose los diferenciales de supervivencia en las edades avanzadas. Así, a principios de este siglo, la media provincial de las diferencias de vida media entre ambos sexos es ligeramente inferior a los 7 años, de los cuales más de la mitad se concentran en las edades avanzadas. Los valores más bajos se localizan en las provincias castellano-manchegas de Ciudad Real, Cuenca y Toledo, con 5,7 años, y los más altos en el litoral Cantábrico, entre 7,6 y 7,9 años en las provincias de Asturias, Cantabria, Guipúzcoa, Palencia y Vizcaya. No obstante, si bien se han ampliado los diferenciales de vida entre hombres y mujeres, éstos son al mismo tiempo más homogéneos territorialmente, reflejando que el proceso ha sido generalizado<sup>330</sup>.

Un aspecto a destacar, si excluimos el periodo más reciente, es la existencia de una asociación de tipo negativo entre la esperanza de vida de los hombres y las diferencias de vida media entre sexos, mientras que dicha relación no se observa en el caso de las mujeres (Gráfico 6.4). En otras palabras, mientras que la tendencia temporal ha sido a un incremento de los diferenciales de vida media entre sexos conforme iban mejorando las expectativas de

<sup>330</sup> En 1961 el rango entre la media de las tres provincias con menores y mayores diferenciales de vida media entre hombres y mujeres era de 3,3 años, mientras que en el año 2001 se había reducido a 2,2 años.

vida de la población, a escala territorial se constata un proceso de signo inverso, ya que las mayores desigualdades se han localizado en aquellas regiones en las que las expectativas de vida masculinas eran más bajas<sup>331</sup>.

Gráfico 6.4: Relación entre esperanza de vida al nacer y diferenciales de vida entre sexos.



Fuente: elaboración propia.

En relación con el primer aspecto, si se realiza un análisis incluyendo simultáneamente la información de todos los años, se obtiene un coeficiente de correlación entre la esperanza de vida al nacer de los hombres y el diferencial de vida entre sexos de 0,42, mientras que ese coeficiente es de 0,66 cuando los diferenciales entre sexos se relacionan con la esperanza de vida de las mujeres. En relación con el segundo aspecto, si se analiza cada uno de los periodos por separado, en los hombres se constata, a excepción del año 2001, una relación significativa ( $p < 0,001$ )<sup>332</sup>, de signo inverso, entre el nivel de su esperanza de vida y su

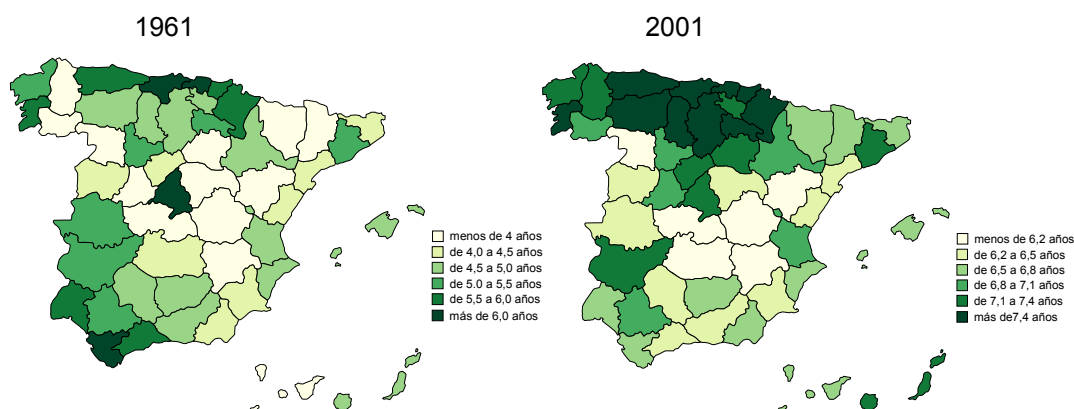
<sup>331</sup> Una relación de este tipo, donde para el conjunto nacional aumentan los diferenciales entre sexos conforme disminuye la mortalidad, pero la mayor sobremortalidad masculina se localiza en las regiones con menor esperanza de vida, ha sido observada por J. Vallin en los departamentos franceses. En su opinión, la evolución histórica de esos diferenciales, en un contexto de aproximación de los estilos de vida entre sexos, estaría relacionada con la diferente actitud de las mujeres en relación con la salud, lo que provocaría que se hubiesen beneficiado en mayor medida del progreso médico. Por el contrario, son hábitos y estilos de vida nocivos típicamente masculinos, como el alcoholismo, los que determinan las diferencias espaciales. Como dichos comportamientos se encuentran más extendidos en aquellos departamentos menos avanzados desde un punto de vista sociosanitario, la mayor sobremortalidad masculina se localiza precisamente en las áreas con una mortalidad más elevada, lo que permite explicar que, en el caso francés, la geografía contradiga la historia (J. Vallin: 1990: *Quand les variations géographiques de la surmortalité masculine contredisent son évolution dans le temps*)

<sup>332</sup> El coeficiente de Pearson oscila de -0,55 en los años 1961 y 1996 a -0,77 del año 1976.

diferencial con las mujeres en todos los años. Por el contrario, a excepción del año 1961<sup>333</sup>, no se observa relación significativa a escala provincial entre el valor de la esperanza de vida al nacer de las mujeres y los diferenciales de vida entre sexos. Los datos de principios de este siglo indican, no obstante, que cada vez hay una mayor relación entre las expectativas de vida de ambos sexos, ya que el coeficiente de correlación provincial entre ambas variables era del 0,34 en 1961, del 0,47 en 1976 y del 0,77 en el año 2001. Por lo tanto, las provincias que gozan de una posición privilegiada en las mujeres tienden a tenerla también en los hombres, y viceversa: es decir, ambos sexos presentan un comportamiento cada vez más coherente en relación con sus valores medios.

En síntesis, a principios de los años sesenta, las menores diferencias en la esperanza de vida entre los hombres y las mujeres, por debajo de los 4 años, trazaban una circunferencia alrededor de Madrid, extendiéndose a Albacete, Lleida, Lugo, Huesca, Teruel y Tenerife. En el extremo opuesto, con más de 6 años, se encontraban las provincias de Cádiz, Cantabria, Madrid y Vizcaya, seguidas del resto de Andalucía occidental y de algunas norteñas como Asturias, Guipúzcoa, Navarra y Pontevedra. La evolución reciente, descontando el desigual impacto territorial de la crisis de mortalidad de los adultos-jóvenes, ha estado marcada por la contracción de la zona de menor sobremortalidad masculina alrededor del sur y del este de Madrid, y por la configuración de un área compacta con elevados diferenciales de vida media entre sexos en las provincias cántabras y en las más norteñas de la meseta.

Mapa 6.8: Diferencias provinciales en la esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres. 1961 y 2001.



Fuente: elaboración propia.

La evolución de esos diferenciales, y el hecho de que estuviesen imbricados con la mortalidad masculina, confirmaría que nos encontramos ante un fenómeno relacionado, por

<sup>333</sup> En ese año, el coeficiente de correlación entre la esperanza de vida al nacer de las mujeres y los diferenciales de vida entre sexos era de 0,36 ( $p < 0,01$ )

un lado, con factores del comportamiento debidos a la adopción por parte de los hombres de hábitos nocivos ligados a modos de vida urbanos, y, por otro lado, con los efectos negativos de la crisis en las áreas industriales de la cornisa del Cantábrico. No obstante, la paulatina extensión del fenómeno a todas las provincias indicaría que el primer conjunto de factores ha ido perdiendo importancia a medida que se iba produciendo una aproximación entre los modos de vida de los medios urbanos y rurales.

### **6.3 Contexto socioeconómico y desigualdades de mortalidad en los sesenta**

Los años sesenta se configuran como un periodo clave en la transición epidemiológica española, al profundizarse en el descenso de los riesgos de morir en los primeros años de vida y en las edades reproductivas en las mujeres, al intensificarse el control de las causas infecto-contagiosas, al estancarse los riesgos de morir en los hombres en las edades adultas más jóvenes, y al intuirse la entrada en una nueva etapa caracterizada por el descenso de la mortalidad cardiovascular en las edades maduras y avanzadas, sobre todo en las mujeres. El elemento básico, como se ha analizado anteriormente, es la ausencia de un patrón espacial claro o, como mínimo, tan definido y característico como el imperante a principios del siglo XX y en la actualidad. La transición epidemiológica se produjo con diferentes ritmos a escala territorial, reflejo de las desigualdades culturales, sociales y económicas de las regiones, y es esa pluralidad de contextos la que explica la ausencia de un patrón territorial en la esperanza de vida. Por un lado, aquellas provincias en las que la incidencia de las enfermedades de tipo tradicional, especialmente las transmisibles era mayor, sobre todo en los primeros años de vida. Por otro lado, aquellas que se encontraban en un estadio más avanzado en el proceso de transición, con un mayor predominio en su patrón epidemiológico de causas de muerte de tipo moderno, en las que también incidieron algunas disfunciones ligadas al modelo de desarrollo económico de la época. El descenso de la mortalidad a lo largo de esa década, sobre todo en la niñez y en la pubertad, y la pérdida de peso de los determinantes tradicionales, provocó una alteración en la posición relativa de las provincias españolas. Durante esos años fue cuando se inició una nueva transformación en la geografía de la mortalidad que en sus grandes líneas se ha prolongado hasta nuestros días. En la dinámica demográfica española, esos años, y el final de la anterior década, fueron también un periodo de alta natalidad y de aceleración de los movimientos migratorios, tanto entre las regiones españolas como de la emigración al extranjero.

En el plano económico, los años cincuenta representan una etapa de transición entre la autarquía del primofranquismo y el desarrollismo de los sesenta. Las políticas autárquicas e intervencionistas, basadas en la autosuficiencia interna, el dirigismo estatal y el nacionalismo económico, se revelaron ineficientes para fundamentar un proceso industrializador en un contexto de aislamiento internacional. El fracaso del modelo autárquico motivó que desde

principios de los años cincuenta se produjese un paulatino giro en la política económica del gobierno, como la liberalización parcial de los precios y de la circulación de mercancías, que permitió una cierta expansión económica, aunque a costa de la persistencia de graves desequilibrios internos en la economía. La apertura al exterior del régimen, con la firma del Concordato con el Vaticano y los Pactos Bilaterales con Estados Unidos en 1953, facilitó la entrada de capital extranjero, aunque limitada por las restricciones de la política monetaria, y el acceso a bienes de equipo básicos. La obsoleta estructura industrial y la baja productividad de la economía española provocaron que esas importaciones no fuesen compensadas, ni parcialmente, por un aumento en las exportaciones, lo que se tradujo en un fuerte deterioro de la balanza de pagos en la segunda mitad de los años cincuenta. Al déficit exterior se le superpuso un creciente déficit público, debido a las cuantiosas inversiones en la industria pesada y de bienes de equipo, y a la debilidad del sistema impositivo. El resultado fue una elevada inflación con la consiguiente pérdida de competitividad de la industria y el empobrecimiento en el nivel real de vida de la población que, en parte, fue mitigado por una política de indexación de los salarios a los precios, incrementando la espiral inflacionista.

En ese contexto de progresivo deterioro económico, las tensiones entre las distintas corrientes y familias políticas del régimen se vieron agravadas en el año 1956 por disturbios estudiantiles en Madrid y por una serie de huelgas en el País Vasco. En febrero de 1957 se llevó a cabo una profunda renovación gubernamental, que comportó la entrada en el área económica de los “tecnócratas” que, siguiendo las directrices del Banco Mundial y del Fondo Monetario Internacional, establecieron unas nuevas directrices en la política económica encaminadas a la liberalización y apertura al exterior de la economía española. Esas medidas se concretaron en el Plan de Estabilización del año 1959 cuyos ejes básicos fueron la disciplina financiera (recorte del gasto público, congelación de los salarios, reforma fiscal...), la devaluación de la peseta y la fijación de un tipo de cambio único, la liberalización y globalización del comercio exterior, y la paulatina sustitución de una economía dirigida y subvencionada por el Estado a otra basada en una mayor flexibilidad y en las reglas del mercado. Una vez superada la fuerte recesión económica que comportó la entrada en vigor de las medidas estabilizadoras, sus efectos positivos se concretaron en: a) una reducción del déficit público, al compensar el turismo y las remesas de los emigrantes el déficit de la balanza comercial; b) un importante flujo de inversiones del exterior atraídas por los bajos salarios y por el control ejercido por las organizaciones sindicales del régimen sobre la fuerza de trabajo; c) la capitalización y la modernización de la agricultura<sup>334</sup>, que junto a su mayor vinculación con el mercado, truncaron las bases tradicionales del sector agrario provocando el éxodo y el despoblamiento de amplias zonas del interior; y, d) un acelerado crecimiento industrial y del sector servicios. En los años sesenta se pusieron en marcha mecanismos de planificación indicativa, concretados en tres Planes de Desarrollo, en los que se concretaba la actuación del conjunto del sector público y se fijaban las directrices para que el sector privado

---

<sup>334</sup> Entre 1960 y 1970 la mano de obra en la agricultura se redujo en casi 1,8 millones de trabajadores, mientras que el parque de cosechadoras se multiplicó por 6,3 y el de tractores por 5.

adoptase decisiones empresariales coherentes con el marco macroeconómico previsto. No obstante, sus efectos fueron muy limitados: por un lado, los programas de inversiones públicas y de desarrollo de las industrias concertadas por el Estado no se cumplieron; por otro lado, la planificación indicativa para el sector privado tampoco cosechó los frutos deseados.

El crecimiento de la etapa desarrollista provocó profundos cambios en la sociedad española. A finales de los años setenta habían quedado lejos los duros años de la posguerra, del estraperlo y del racionamiento, emergiendo una sociedad de consumo en España. Ese factor, unido al turismo y una mayor apertura al exterior, comportó una nueva mentalidad entre los más jóvenes, que tropezaba con el tradicionalismo del régimen. El crecimiento demográfico de la época no se vio acompañado por un aumento del gasto público, lo que acarreo importantes déficits en servicios básicos como la educación, la sanidad o la vivienda. Las tensiones sociales que generó el propio proceso de crecimiento económico se agravaron durante el tardofranquismo, al mostrar la crisis económica internacional de los años setenta las fuertes limitaciones y disfunciones de ese modelo de desarrollo económico. Entre las disfunciones que implicó la política económica de los sesenta se encuentran<sup>335</sup>: a) el desigual crecimiento de los distintos sectores de la economía; b) el desequilibrio de la balanza comercial exterior, mitigada por los ingresos turísticos y las remesas de los emigrantes; c) el abandono de las fuentes de energía tradicionales y la elevada dependencia energética del exterior; d) los fuertes déficits en innovación y tecnología; e) las limitaciones en la creación de empleo, que inicialmente se vieron paliadas por el recurso de la emigración al extranjero; y, f) la acentuación de los desequilibrios territoriales.

### 6.3.1 *Los perfiles de mortalidad por edad y por causa*

La estructura de la mortalidad en la década de los sesenta se caracterizaba por su alta heterogeneidad territorial y por la presencia de unas pautas espaciales muy diferenciadas en las distintas etapas del ciclo vital. Para sintetizar esos patrones se han agrupado las provincias en función de dos ejes que reflejan la posición de cada una de ellas respecto de la media provincial de los riesgos de morir el primer año de vida ( $q_0$ ) y en las edades avanzadas ( ${}_{20}q_{65}$ ). Como se aprecia en el Mapa 6.9, en el año 1961 las provincias que gozaban de una mejor posición en relación con la mortalidad infantil (tramas azules en los mapas) se localizaban en el litoral mediterráneo, prolongándose por las provincias aragonesas hasta enlazar con las vascas y las del litoral Cantábrico. Si segmentamos ese grupo en función de la segunda dimensión, es decir de la mortalidad en las edades avanzadas, las provincias del Mediterráneo, a excepción de Baleares en ambos sexos y de Barcelona en las mujeres, tenían unos riesgos de morir superiores a la media provincial. En esa dimensión destaca la

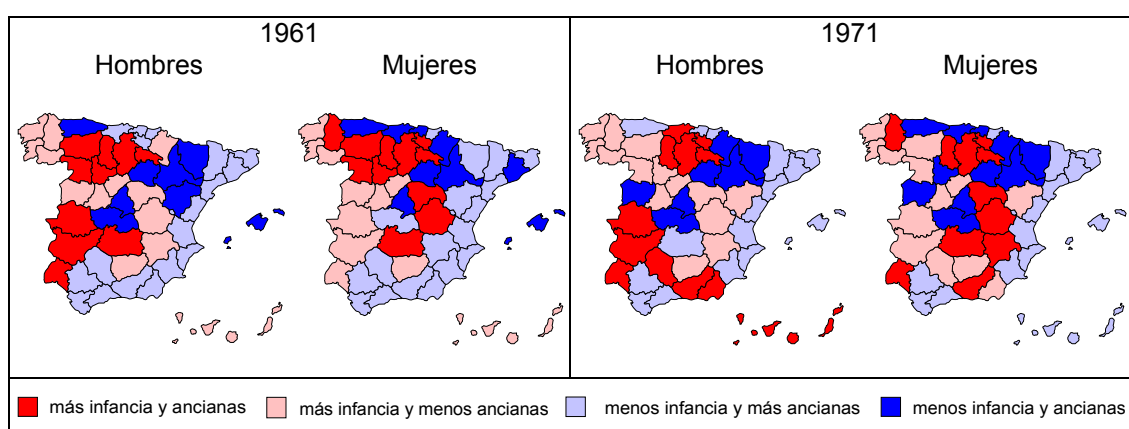
---

<sup>335</sup> G. Tortella (1994: *El desarrollo de la España contemporánea*)



diferente posición en función del sexo que se observa en algunas de las provincias del norte peninsular, ya que el riesgo de morir de los hombres entre los 65 y los 85 años superaba la media provincial en Cantabria y Vizcaya, mientras que se situaba por debajo en las mujeres. Por su parte, los riesgos más elevados en la infancia (tramas rojas en los mapas) se localizaban en las provincias colindantes con Portugal, en las del centro peninsular, a excepción de Madrid o Toledo, y en las gallegas y canarias. En el seno de ese grupo, las de la submeseta norte, además de Ciudad Real, tenían en ambos sexos unos riesgos de morir en las edades avanzadas superiores a la media provincial, dándose esa situación también en las extremeñas y en Cádiz en los hombres, y en Cuenca y Guadalajara en las mujeres.

Mapa 6.9: Posición relativa de las provincias respecto de la mortalidad en la infancia y en las edades avanzadas. 1961 y 1971.



Nota: media y dispersión de los cocientes provinciales:

	1961				1971			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	1 <sup>Q</sup> <sub>0</sub>	20 <sup>Q</sup> <sub>65</sub>	1 <sup>Q</sup> <sub>0</sub>	20 <sup>Q</sup> <sub>65</sub>	1 <sup>Q</sup> <sub>0</sub>	20 <sup>Q</sup> <sub>65</sub>	1 <sup>Q</sup> <sub>0</sub>	20 <sup>Q</sup> <sub>65</sub>
Media	50,9	808,7	41,1	718,9	30,9	788,5	24,6	682
Desviación	9,9	29,9	8,7	31	6,5	35,5	4,7	28,5
C. V.	19,4%	3,7%	21,2%	4,3%	21,0%	4,5%	19,1%	4,2%

Fuente: elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad provinciales.

En los años sesenta, la media provincial del cociente de mortalidad del primer año de vida se redujo un 20 por ciento en ambos sexos, mientras que la evolución del riesgo de morir entre los 65 y los 84 años fue más favorable en las mujeres, con una caída del 14 por ciento, que en los hombres, con una reducción del 11 por ciento. A principios de los años setenta, la posición relativa de las provincias presentaba, en algunas zonas, una elevada coincidencia con la observada una década antes, especialmente el mantenimiento del levante español como una área de menor mortalidad infantil y de mayor mortalidad anciana. No obstante, el rasgo más relevante en ese decenio fue el inicio del proceso de desplazamiento de la zona de mayor mortalidad, sobre todo en las edades avanzadas, desde las provincias ubicadas en el interior norte peninsular a las del sur, destacando el deterioro de la posición relativa de las provincias de la Andalucía Oriental.

En relación con los patrones de morbilidad, las estadísticas españolas de causas de muerte publican datos desagregados por sexo y edad a escala provincial a partir del año 1975, existiendo información para dos periodos previos, el de 1902-1907 y el de 1931-1940. La ausencia de la variable edad en las tabulaciones de causas constriñe las posibilidades de análisis, ya que las publicaciones del Movimiento Natural de la Población se cifan a los totales provinciales por sexo y causa de muerte. Debido a esa restricción se ha utilizado la técnica de la estandarización indirecta, que, si bien elimina las distorsiones ocasionadas por la existencia de marcados contrastes territoriales en las estructuras etáreas de la población, presenta el inconveniente de que sus resultados no son comparables entre las distintas provincias, ya que reflejan la posición relativa de cada una de ellas en relación con España. El estudio de unidades con dispares tamaños poblacionales y de causas de muerte con una desigual incidencia introduce la problemática de la aleatoriedad de los datos y de la robustez de los resultados. Para controlarlo, se han calculado los intervalos de confianza de los índices estandarizados, de tal manera que los resultados se interpretan en términos de menor, igual o mayor mortalidad que el conjunto nacional. Además, hay que considerar otros dos aspectos: 1) a igualdad en el valor del índice estandarizado es más probable afirmar que existen diferencias significativas de mortalidad cuanto más poblada sea una provincia y/o cuanto mayor sea el número de eventos por una determinada causa de muerte; y, 2) si los riesgos de morir por una causa son más elevados en las provincias más habitadas, el número de provincias con mortalidad inferior a la española tenderá a ser mayor, y viceversa.

El periodo objeto de estudio corresponde a años de vigencia en las estadísticas de causas de muerte de dos Clasificaciones Internacionales de Enfermedades, la 6ª y la 8ª CIE. La publicación a escala provincial se realizó en ambas clasificaciones sobre la base de una lista específica de 50 causas de muerte, la denominada Lista B del MNP. Para homogeneizar ambas clasificaciones se ha partido de una lista de trabajo reducida, construida a partir de la agrupación de los literales de las listas a 50 códigos del MNP. Esa agrupación debía cumplir el requisito de ser coherente con la clasificación de causas de muerte por sexo y edad de España elaborada a partir de las listas completas a 3 dígitos. Esa correspondencia entre la lista completa nacional y la abreviada provincial es casi directa, si exceptuamos el código B46 de la lista provincial que, bajo la rúbrica de “Todas las demás enfermedades”, incluía en ambas clasificaciones defunciones que deben reasignarse a otros grupos para que la suma provincial de causas de muerte cuadre con la del total nacional. Por ejemplo, en la 8ªCIE las causas del aparato circulatorio se desagregaban a escala provincial en seis literales, del código B25 al B30 de la Lista B del MNP, pero ninguno de ellos incluía las enfermedades de las arterias y de las venas (códigos 440-458 de la lista detallada nacional) que se catalogaban en ese cajón de sastre que era el grupo de “Todas las demás enfermedades” de la lista provincial. Esas defunciones se han desagregado del grupo B46 repartiéndolas en función del peso relativo que representaban las defunciones de los grupos B25-B30 de cada provincia sobre el total nacional. No obstante, como la proporción del grupo B46 sobre el total de defunciones no era idéntica en todas las provincias, se ha introducido un factor corrector que considera su diferente peso a escala territorial:

$$(8CIE440 - 458)^{pro} = \frac{(B25 - B30)^{pro}}{(B25 - B30)^{Esp}} \times (8CIE440 - 458)^{Esp} \times \frac{\% B46^{pro}}{\% B46^{Esp}}$$

El proceso de reasignación del grupo B46 ha permitido disponer de una aproximación al número de defunciones que de ese grupo correspondían a causas de muerte de los aparatos circulatorio, respiratorio y digestivo. Una vez determinado su número se ha procedido a agrupar las causas de muerte de ambas CIEs en base a la lista de trabajo (Tabla 6.4).

Tabla 6.4: Lista de causas de muerte para el análisis provincial 1960-62 y 1970-72. Códigos de la lista B del MNP.

	CIE6	CIE8	Porcentaje		ID
			1960-62	1970-72	
Tuberculosis	1-2	5-6	2,9%	1,2%	0,80
Otras infecciosas	3-17	1-4, 7-18	1,5%	1,3%	1,53
Tumores	18-19	19-20	14,3%	16,4%	1,04
Diabetes	20	21	1,1%	1,8%	1,27
Ap. circulatorio	22, 24-29, %46	30, 25-29, %46	34,7%	43,3%	1,22
Gripe	30	31	1,5%	1,0%	1,45
Neumonía	31	32	5,0%	4,0%	0,92
Bronquitis	32	33	2,8%	4,1%	1,72
Otras respiratorio	%46	%46	1,7%	2,1%	1,35
Cirrosis	37	37	1,8%	2,6%	1,16
Otras ap. digestivo	33-36, %46	34-36, %46	4,6%	3,1%	0,92
Enf recién nacidos	41-44	42-44	6,2%	3,2%	0,55
Mal definidas	45	45	12,0%	7,5%	0,70
Resto naturales	21, 23, 38-40, %46	22-24, 38-41, %46	7,7%	5,0%	0,80
Acc vehículos	47	47	1,1%	1,6%	1,19
Suicidios	49	49	0,6%	0,5%	0,99
Resto externas	48, 50	48, 50	2,7%	2,7%	1,07
Total	1-50	1-50	100,0%	100,0%	1,06

Nota: el indicador de comparabilidad (ID) se ha calculado como la ratio entre las defunciones de 1969-70 y las de 1966-67, primeros años de vigencia de la 8ªCIE y últimos años de la 6ª. Los datos referidos al año 1968 se han descartado al corresponder con el del cambio de clasificación.

Fuente: elaboración propia.

La coherencia de las series entre los dos periodos es inferior a la obtenida anteriormente reconstruyendo las causas de muerte del total nacional<sup>336</sup>, debido al menor nivel de desagregación de las listas provinciales. Si exceptuamos los índices de comparabilidad que reflejan las tendencias de base de algunas causas, como la diabetes, o que están sujetas a oscilaciones, como la gripe, el mayor problema se produce a raíz del cambio en el criterio de asignación de las enfermedades mal definidas del aparato circulatorio, lo que provoca una fuerte caída en el grupo de las causas mal definidas y el correspondiente incremento de las causas del aparato circulatorio entre ambas CIEs. El descenso en las enfermedades de los recién nacidos se debe, en gran parte, a que en la 6ªCIE se incluían la neumonía del recién nacido, las diarreas infantiles y otras enfermedades de origen infeccioso, que en la 8ªCIE

<sup>336</sup> Véase capítulo 5 apartado 1.

pasaron a catalogarse en otros grupos de causas<sup>337</sup>. El alto valor del índice de continuidad de la bronquitis refleja la inclusión en ese grupo, a partir de la 8ªCIE, del asma, mientras que en la clasificación anterior formaba parte del grupo de enfermedades de las glándulas endocrinas y del metabolismo. Finalmente, el elevado valor del índice para las otras enfermedades infecciosas se debe a que en la 8ªCIE se incluían las diarreas de origen infeccioso, que en la anterior CIE se encontraban repartidas entre las enfermedades propias de la infancia y el grupo de otras causas del aparato digestivo<sup>338</sup>.

Un segundo aspecto que puede inducir sesgos en los resultados es la evolución temporal y la heterogeneidad territorial en el peso de las causas mal definidas. En el periodo 1960-62 la media provincial de esas causas fue del 6,0 por ciento, con un coeficiente de variación del 17 por ciento, mientras que a principios de los años setenta la media se había reducido al 3,7 por ciento, aunque la variabilidad había ascendido al 20 por ciento. Si en una provincia el peso de esas causas es inferior a la del conjunto de España, el resto de enfermedades están proporcionalmente sobrerrepresentadas con lo que sus índices estandarizados tenderán a ser mayores, y viceversa. Como vimos para el total nacional, el reparto de las defunciones con causa desconocida o mal definida resulta complejo, ya que su incidencia no es idéntica en todas las edades y se da en mayor medida en aquellas enfermedades que afectan a edades avanzadas, como las cerebrovasculares y las ligadas al envejecimiento del organismo. A esa restricción de orden conceptual, se le añade otra de tipo metodológico debido a una doble indeterminación entre las dos escalas territoriales. Si las defunciones mal definidas se distribuyesen entre el resto de causas a partir de sus valores provinciales su posterior agregación modificaría los totales nacionales y su distribución por edad, mientras que si esa distribución se realizase en primer lugar para España surgirían incoherencias en su posterior desagregación territorial. Ante esas limitaciones se ha optado por el criterio de mantener tal cual el grupo de causas mal definidas, aunque con la salvedad de eliminar en los análisis exploratorios de causas de muerte aquellas provincias en las que su peso relativo difería en  $\pm 5$  puntos porcentuales del de España en alguno de los dos periodos, lo que sustrae de los análisis los índices estandarizados de mortalidad de las provincias de Castellón, Cuenca, Ourense y Santa Cruz de Tenerife.

En resumen, la tabulación provincial de las causas de muerte a partir de una lista específica y abreviada obliga a un proceso previo de redistribución de las defunciones entre los distintos códigos para asegurar un mínimo de coherencia con las tabulaciones nacionales

---

<sup>337</sup> La media anual de defunciones por enfermedades propias de la primera infancia se redujo de las 9.100 de principios de los años sesenta a las 2.400 de principios de la década de los setenta.

<sup>338</sup> Otro aspecto que puede incidir sobre la homogeneidad de la serie de causas de muerte es el tiempo que tarda en implantarse y adecuarse la certificación de las causas de muerte a la entrada en vigor de una nueva CIE. Ese desfase puede variar territorialmente en función, por ejemplo, de la desigual estructura sanitaria o de la propia formación del personal médico. No obstante, este aspecto no debe ser influyente en los resultados, ya que ninguno de los dos periodos analizados coincide con un año de cambio de clasificación o con el inmediatamente posterior.

y, además, presenta el inconveniente de que algunas causas de muerte no son comparables entre ambos periodos a escala provincial ni con las series nacionales.

La mapificación de las provincias que presentaban unos niveles de mortalidad por causa significativamente diferentes, en uno u otro sentido, de los nacionales, ha permitido sintetizar los resultados (Mapa 6.10). A continuación se describen algunas de las pautas espaciales<sup>339</sup>:

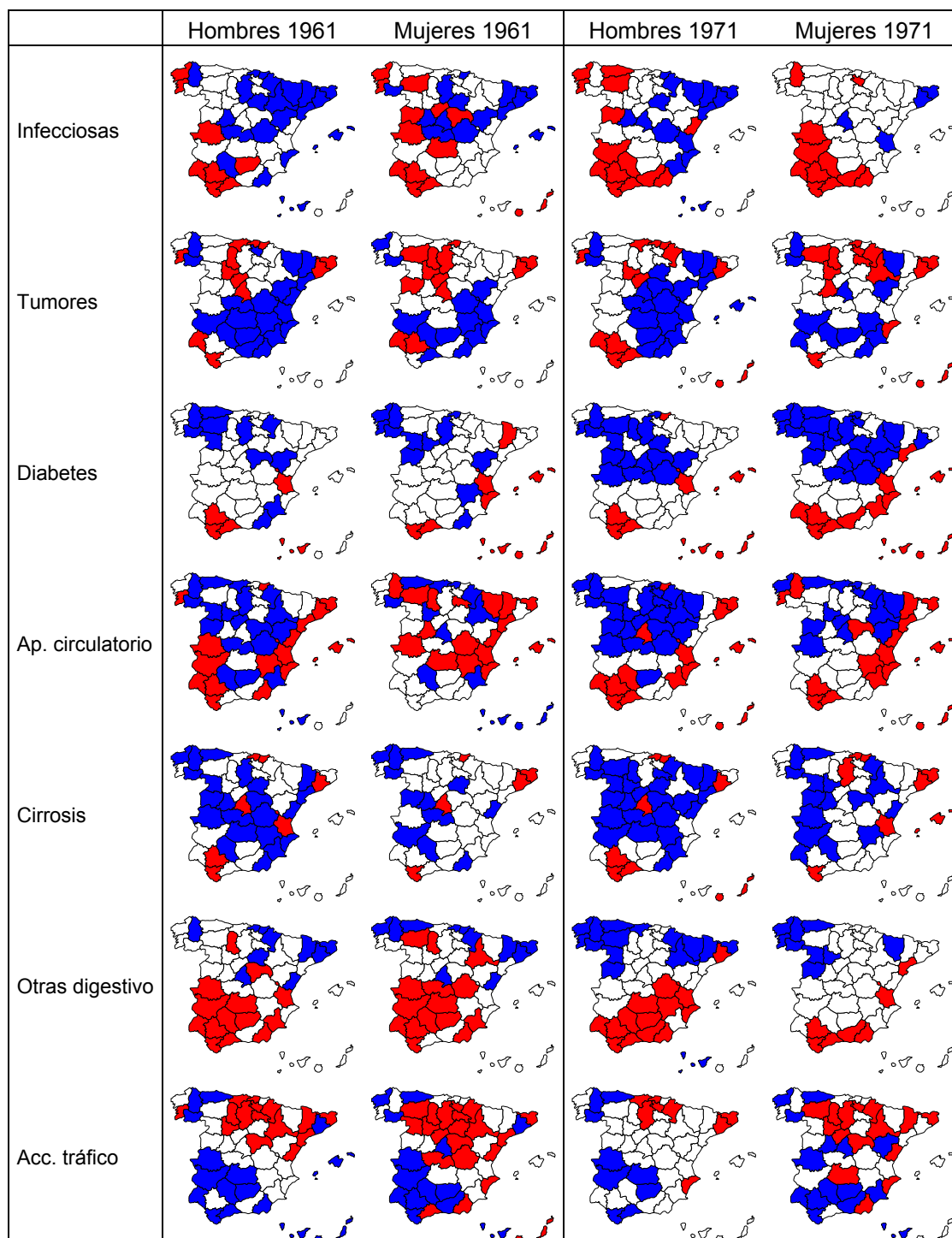
- *Enfermedades infecciosas.* La distribución espacial de la mortalidad por causas infecto-contagiosas muestra, en un contexto de reducción de su incidencia, la progresiva configuración del sur peninsular como un área de sobremortalidad en ambos sexos, que abarca la casi totalidad de Andalucía, las provincias extremeñas y las canarias. Por el contrario, el propio descenso de las tasas de mortalidad provoca que el número de provincias que gozan de una situación significativamente mejor que el conjunto nacional sea menor, aunque todavía relevante, a principios de los años setenta en los hombres.
- *Tumores.* El agregado de tumores engloba una pluralidad de cánceres que responden a etiologías y factores específicos, y se caracterizan por presentar contrastadas pautas espaciales. Realizada esa salvedad, y a pesar de los sesgos asociados a diferencias territoriales en la calidad de su diagnóstico y certificación, en los hombres se observa una elevada consistencia entre ambos periodos, ya que las provincias con niveles inferiores a los nacionales tienden a concentrarse en el cuadrante sudoriental de la península, mientras que con niveles superiores se sitúan las de la Andalucía Occidental, las más industrializadas del País Vasco, Barcelona en ambos años, y Girona y Madrid en 1961. En las mujeres, las pautas espaciales se encuentran menos definidas, en gran medida debido a la menor incidencia en ese sexo de estas causas de muerte.
- *Diabetes.* En ambos sexos las provincias con niveles significativamente inferiores a los nacionales se ubican en el interior norte peninsular, básicamente en su vertiente oriental, mientras que los riesgos más altos se concentran en el archipiélago Canario y en las provincias de la Andalucía Occidental, extendiéndose por el Levante en las mujeres. Por lo tanto, en la década de los sesenta se fue configurando y consolidando la actual dicotomía espacial en relación con esta causa de muerte.
- *Enfermedades del aparato circulatorio.* En el año 1961 no se observa un claro patrón territorial, sobre todo en las mujeres, lo que puede ser debido a la asignación de algunas defunciones del aparato circulatorio a un subgrupo de las causas mal definidas. En el año 1971 se constata ya la progresiva configuración de una dicotomía que en los hombres contrapone una amplia zona del interior peninsular, a excepción de Madrid, con niveles inferiores a los españoles, con el sur y el levante español, además de las provincias de Guipúzcoa y de Madrid, con valores superiores. En las mujeres, si bien el número de unidades con índices significativamente diferentes de los de España es menor, también se aprecia la oposición entre el interior y la zona mediterránea.
- *Cirrosis.* En ambos periodos, salvo excepciones puntuales, las provincias con niveles superiores a los nacionales son las más urbanizadas y/o industrializadas, lo que acarrea

---

<sup>339</sup> En el anexo B. 7 se presentan idénticos mapas para todas las causas de muerte de la Tabla 6.4.

que el número de unidades con niveles inferiores a los nacionales sea muy elevado, sobre todo en los hombres.

Mapa 6.10: Índice estandarizado de mortalidad por causa y sexo. 1961 y 1971.



Nota: en rojo, provincias con mortalidad superior a España; en azul, provincias con mortalidad inferior; y, en blanco, ausencia de diferencias significativas con España.

Fuente: elaboración propia.

- *Resto de causas del aparato digestivo.* El grupo que engloba al resto de causas del aparato digestivo se caracteriza por la existencia de dos entornos muy diferenciados. Una zona con niveles superiores a los de España que engloba la mayoría de las provincias del sur peninsular, de mayor extensión en los hombres, y un entorno con índices inferiores en las provincias del norte y del cuadrante noroccidental peninsular.
- *Accidentes de tráfico.* A pesar de que el parque automovilístico a principios de los años sesenta era modesto, no así una década más tarde cuando ya se había producido el acceso de amplias capas de la población al vehículo privado, la distribución espacial de los índices muestra ya algunos de los rasgos básicos de los periodos posteriores, al ir localizándose los valores inferiores a los de España en las provincias del sur peninsular. Por el contrario, las provincias con índices superiores tienden a ubicarse por un lado en la meseta norte, lo que remite a factores relacionados con la orografía, la climatología, el poblamiento disperso y las características de la red viaria que enlaza el centro de la meseta con el norte, y, por otro lado en algunas provincias mediterráneas, configurando la posterior aparición de un eje de mayor mortalidad que transcurre entre la frontera francesa y Almería.

El anterior análisis de los índices estandarizados evidencian que las transformaciones en los patrones de morbimortalidad en la década de los sesenta configuraron unas pautas geográficas caracterizadas por una mayor continuidad espacial en la distribución de los riesgos y por una progresiva dicotomización del territorio. El sur peninsular fue emergiendo como un entorno de concentración de riesgos, al tiempo que en la mayoría de las causas de muerte mejoraba la posición de gran parte de las provincias del interior norte peninsular, a excepción de aquellas causas imputables a factores específicos como los accidentes de tráfico. En ese periodo, por consiguiente, se fueron esbozando unos patrones espaciales de morbimortalidad que, como en la diabetes o en las enfermedades del aparato circulatorio y en las del digestivo, han perdurado hasta nuestros días.

### 6.3.2 Metodología de análisis y variables explicativas

Las aproximaciones de tipo longitudinal, si bien resultan las más idóneas para interpretar y explicar los diferenciales de mortalidad, no pueden abordarse en la mayoría de los países debido a una serie de limitaciones en las fuentes estadísticas<sup>340</sup>. Una solución consiste en realizar enfoques de tipo ecológico en los que se asimilan los individuos a las unidades geográficas y las historias de vida a las características de los territorios.

Los estudios de geografía de la mortalidad sintetizan los diversos contextos territoriales de salud a partir de un conjunto de entornos definidos por una serie de variables que se

---

<sup>340</sup> Véase el apartado 3 del capítulo 1 de Marco teórico.

consideran explicativas de las diferencias espaciales en la distribución de los riesgos y de las causas de muerte. El primer entorno es el físico y se caracteriza a partir de variables como la temperatura, la altitud, la urbanización, la densidad... El segundo recoge aspectos de tipo social como el nivel de instrucción, la vivienda, el empleo, los ingresos y la renta... El tercero hace referencia a las condiciones y a los estilos de vida a partir de los hábitos alimenticios y nutricionales, del consumo de alcohol y tabaco, de la polución o de los riesgos laborales... Finalmente, un último entorno considera al sistema de salud, tanto desde el punto de vista de la oferta, a partir de variables como el número de profesionales del sector, la infraestructura hospitalaria o los gastos sanitarios, como del uso que de ella se hace, a partir de las visitas programadas o del número de recetas. Esas variables contextuales se utilizan para explicar los diferenciales observados en los patrones espaciales de mortalidad por edad y/o por causa mediante el uso de técnicas estadísticas. No obstante, el uso de un aparato técnico más o menos sofisticadas no puede obviar ni los inconvenientes que plantea la inexistencia de un marco interpretativo general, ni las propias de las aproximaciones de tipo ecológico<sup>341</sup>. Entre las limitaciones de ese tipo de estudios se pueden mencionar las siguientes:

- Las correlaciones que se obtienen sugieren relaciones entre fenómenos pero no necesariamente de causa-efecto, pudiendo producirse sesgos derivados de la multicolinealidad entre las variables independientes o de su interacción. En todo caso, subsistirían los problemas de validez externa derivados de inferir los resultados de una unidad de análisis, el territorio, a otras unidades, los individuos.
- Las variables dependen de la información disponible que, a menudo, no se ajusta a las necesidades de una investigación etiológica. La calidad de los datos y su nivel de desagregación provoca que abunden las variables demográficas, económicas y sociales sobre las ambientales (polución del aire, calidad del agua...) y las de pautas y hábitos de consumo (dietas, alcohol...). A medida que nos adentramos en el pasado las limitaciones que imponen las fuentes son mayores, ya que la mayoría de las veces las variables se cifan a las de las operaciones censales.
- Los datos de mortalidad se refieren al último lugar de residencia y, por tanto, los factores de riesgo de los distintos lugares en que ha habitado una persona se identifican como factores de su último espacio de vida.
- Los individuos que habitan una unidad geográfica constituyen una población heterogénea. Generalmente, los indicadores utilizados son valores medios atribuidos a las poblaciones regionales, pero esos índices de tendencia central no reflejan la distribución de las variables. Por ejemplo, es más relevante la equidad en los ingresos o en los recursos asistenciales en el interior de cada región que su valor medio en cada una de las unidades.
- La dificultad de determinar el tiempo que una variable explicativa requiere para tener un efecto sobre el proceso que conduce a la enfermedad y a la muerte. Por ejemplo, qué tiempo transcurre para que una modificación en las pautas de consumo de alcohol, o en los hábitos de fumar, sea visible en los niveles de morbilidad y de mortalidad.

---

<sup>341</sup> Sobre estos aspectos véase, por ejemplo, G. Masuy-Stroobant (1987: *Les explications des différences sociales en matière de mortalité*)



Nuevamente, tiende a obviarse este aspecto, ya que las variables de mortalidad y las explicativas se refieren al mismo periodo temporal, lo que equivale a suponer que la mortalidad de un periodo depende de las condiciones de vida, culturales, sociales, de consumo... de ese periodo.

La técnica estadística utilizada ha sido la regresión múltiple.<sup>342</sup> La relación entre una única variable dependiente (Y) y una independiente (X) se puede expresar de la siguiente forma:  $Y_i = f(X_i) + e_i$ ; donde  $Y_i$  son los valores observados de la variable dependiente,  $f(X_i)$  representa una función de la variable independiente, y  $e_i$  es el residuo, la dispersión de los puntos sobre la función; siendo el método más común para ajustar la función el de *mínimos cuadrados*. La introducción de nuevas variables independientes comporta que no pueda hablarse, en sentido estricto, de recta de regresión, aunque la interpretación de los coeficientes es parecida. Así, los distintos coeficientes de regresión parcial (uno por cada variable independiente) deben leerse como el efecto neto de la variable independiente sobre la dependiente, es decir, el efecto de esa variable si el resto de las variables independientes se mantienen constantes. El signo ofrece el sentido de la relación: un signo positivo es sinónimo de relación directa, y un signo negativo, por el contrario, de relación inversa.

En este caso, el conjunto de datos se refiere a las provincias españolas, no tratándose de datos de tipo muestral, de manera que no están sujetos a ningún tipo de error de muestreo. A pesar de que la utilización de tests de hipótesis que permitan inferir los resultados sería innecesaria, se ha optado por utilizar los contrastes de los coeficientes de correlación y de determinación, como si los datos se hubiesen extraído de una población mayor, a la cual inferir los resultados. Ese proceder permite evaluar hasta qué punto los coeficientes tienen suficiente significación estadística para asegurar que no son nulos. Así pues, en cada una de las regresiones se ha contrastado la significatividad conjunta de los coeficientes -que corresponde con la de  $R^2$ - y la significatividad de cada coeficiente por separado ( $\beta_i$ ):

$$\begin{cases} H_0 : R^2 = 0 \\ H_1 : R^2 \neq 0 \end{cases} \quad \begin{cases} H_0 : \beta_i = 0 \\ H_1 : \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

El objetivo es construir modelos de regresión para explicar qué variables han intervenido de manera más decisiva en la evolución de cada una de las variables dependientes, es decir la mortalidad por causa y por edad, considerando sólo aquellos modelos que contengan variables con aportación significativa. Para determinar qué variables inciden en la variable dependiente se ha utilizado uno de los métodos más clásicos, denominado regresión paso a paso (*Stepwise Regression*). A grandes rasgos, la selección paso a paso, consiste en introducir una a una las variables independientes por orden de importancia, evaluando, en cada introducción, si alguna de las variables introducidas hasta el momento deja de tener una aportación significativa y, en cuyo caso, la excluye. Así, en cada paso, el modelo puede

<sup>342</sup> Véase, por ejemplo, J. Sánchez Carrión (1995: *Manual de análisis de datos*)

añadir una nueva variable independiente, eliminar alguna de los que se habían incorporado anteriormente, o no modificarse. Ese proceso concluye cuando ninguna variable supera el criterio de entrada y ninguna variable supera el criterio de salida<sup>343</sup>.

Uno de los problemas que plantea la incorporación de un número importante de variables en la regresión es el de la multicolinealidad, que se produce cuando las variables que forman parte de la regresión como independientes están, en realidad, muy correlacionadas entre ellas. La mayoría de las variables que van a utilizarse como independientes son de tipo socioeconómico y, por tanto, presentan en muchos casos elevadas correlaciones entre ellas. Por ejemplo, la alta correlación existente entre el peso de la fuerza laboral masculina en el sector industrial masculino y la renta familiar disponible ( $r^2 = 0,80$ ) en el año 1960, o con los saldos migratorios interprovinciales ( $r^2 = 0,82$ ) en el año 1970. Esos coeficientes muestran la fuerte interrelación existente entre las variables explicativas, ya que éstas reflejan las características históricas y los desequilibrios territoriales en el proceso de industrialización en España, cuyas tendencias se vieron reforzadas por el modelo de desarrollismo de los años sesenta y principios de los setenta. Con el fin de eliminar los problemas de multicolinealidad se ha procedido a realizar previamente un análisis factorial de componentes principales, obteniéndose un menor número de variables explicativas que, además, son por construcción completamente independientes entre ellas.

Las variables contextuales se encuentran muy limitadas por la información disponible para ese periodo, básicamente la censal de 1960 y de 1970<sup>344</sup>. Las variables se han elegido en función de tres criterios: a) que reflejasen el contexto social y económico de la época; b) que presentasen una variabilidad provincial significativa; y, c) que la literatura mencionase su influencia sobre los niveles de mortalidad por edad y/o causa.

---

<sup>343</sup> La regresión paso a paso consta de una regla de entrada y una regla de salida. Con respecto a la primera, entra a formar parte del modelo la variable independiente con un mayor coeficiente de correlación parcial con la variable dependiente, siempre y cuando su aportación sea significativa a un nivel predeterminado, habiéndose utilizado el nivel del 5%. Con respecto a la regla de salida, se excluye una variable que ha entrado en una etapa anterior siempre y cuando la variación explicada que aportaría si se hubiese introducido en el último paso no fuese significativa a un nivel superior al anterior, que en este caso se ha considerado del 10%. Este proceso concluye cuando ninguna variable supera la regla de entrada ni la regla de salida.

<sup>344</sup> Con motivo del I Plan de Desarrollo Económico y Social 1964-1967, la Comisaría General del Plan de Desarrollo realizó una serie de informes previos. En el de *Factores Sociales y Humanos* se recopiló información para agrupaciones de municipios delimitadas por las archidiócesis eclesiásticas. En algunos casos los datos provenían directamente de los censos o de otras operaciones estadísticas, pero también se realizaron una serie de cuestionarios municipales que incluían aspectos relacionados con la distribución de las familias según sus ingresos, con los hábitos y necesidades alimenticias, o con la presencia de servicios públicos. En relación con la situación alimentaria la información disponible no hacía referencia a individuos sino a municipios, ya que se disponía de una estimación de tipo subjetivo sobre el porcentaje de municipios de cada una de las zonas en los que la mayor parte de familias no tomaban a diario carne o pescado, leche o queso, verduras y frutas. Además, para algunas diócesis, como Bilbao, Ciudad Rodrigo o El Ferrol, no se dispone de información (Comisaría General del Plan de Desarrollo: 1964: *op. cit.*)

En esa época, si bien las enfermedades transmisibles se encontraban en una fase de recesión, se ha analizado el papel que aún podían desempeñar algunos de los factores de riesgo relacionados con las condiciones higiénicas. La aproximación a esos factores se ha realizado de una forma indirecta a partir de algunas características básicas de la vivienda que, además, se caracterizaban por una acentuada disparidad territorial: por un lado, la disponibilidad o no de agua corriente y de retrete en el hogar; por otro lado, el número de estancias de la vivienda como indicador de hacinamiento. Una de las consecuencias del modelo de desarrollo español fue el crecimiento vertiginoso de las áreas urbanas e industrializadas que, desbordadas por la presión demográfica de la corriente migratoria, desembocó en la aparición de inmensas barriadas periféricas y de ciudades satélites, deficientemente dotadas de servicios y equipamientos, cuando no en el mero surgimiento de asentamientos o núcleos de chabolismo en el extrarradio de las grandes ciudades. A pesar de esos déficits, en parte paliados por una fuerte aceleración en el ritmo de construcción de viviendas<sup>345</sup> y por la paulatina implantación de una estructura básica de servicios, el recurso a la emigración representó para muchos españoles de la época la oportunidad para escapar de las míseras condiciones de vida de sus pueblos de origen.

Según los datos del Censo de 1970, referidos ya a viviendas principales, la media provincial de domicilios carentes de agua corriente y de retrete era aún del 28 por ciento en ambas dotaciones, con un coeficiente de variación provincial del 62 y del 70 por ciento, respectivamente. Por su parte, en un contexto de mayor natalidad y de familias más extensas, el porcentaje medio de viviendas con menos de cuatro habitaciones era del 36 por ciento, con una variabilidad interprovincial del 42 por ciento. A partir de la media de las puntuaciones tipificadas de esas tres variables se ha construido, para ambos periodos, un indicador sintético de las condiciones higiénicas. En el cuadrante nororiental de la península, extendiéndose hacia el País Vasco y Cantabria, y en Madrid las condiciones de habitabilidad eran las menos desfavorables en el contexto español de los años sesenta, mientras que las mayores deficiencias en equipamientos básicos de los hogares se daban en las provincias del interior gallego, del suroeste de Castilla y León, de Castilla-La Mancha y Extremadura, y en algunas de las andaluzas (Mapa 6.11)<sup>346</sup>.

Desde mediados de los años cincuenta, con mayor intensidad en la década posterior, se asiste a una profunda transformación de la estructura sectorial de la economía española y, por ende, en su mercado de trabajo. El sector primario todavía representaba un 28 por ciento

---

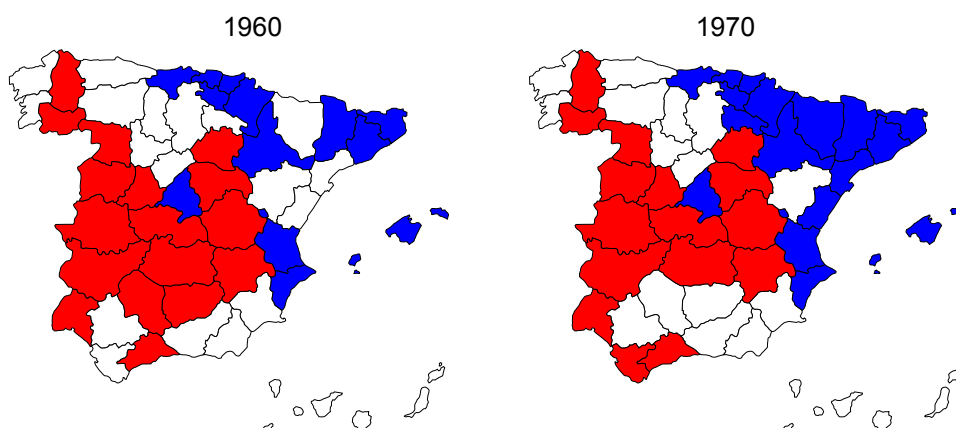
<sup>345</sup> Entre 1950 y 1970 el parque de viviendas familiares en España creció en 4,4 millones de unidades, de las cuales el 67 por ciento en los años sesenta. En esa década el incremento en el número de viviendas familiares fue del 77 por ciento en la provincia de Barcelona, del 73 por ciento en la de Vizcaya y del 69 por ciento en la de Madrid, mientras que en las provincias de Cuenca, Teruel, Soria y Zamora la variación del stock de viviendas fue casi nula.

<sup>346</sup> El stock de viviendas estaba sujeto a una escasa rotación y, por tanto, sus características presentan una fuerte inercia temporal. En este sentido, las diferencias que se observan entre los mapas de ambos periodos, más que a un efecto de sustitución del parque de viviendas, son debidas a que las tabulaciones del Censo de 1960 hacían referencia al total de las viviendas, mientras que las del Censo de 1970 se circunscribían a aquellas viviendas que eran declaradas como principales.

del PIB español en el trienio 1950-52 y un 23 por ciento en el trienio 1960-62, mientras que la aportación del sector secundario era, para los mismos periodos, del 29 y del 35 por ciento<sup>347</sup>. A mediados de la década de los setenta la estructura del PIB, refleja el efecto de tres lustros de desarrollismo, con un 10 por ciento de sector primario y un 38 por ciento de secundario, al tiempo que el terciario pasa a representar ya más de la mitad del PIB español<sup>348</sup>. En relación con el mercado de trabajo, según los datos del Censo de 1950 el 47 por ciento de la fuerza laboral se encontraba empleada en la agricultura y en la pesca, lo que representaba un valor superior en 2 puntos porcentuales al del Censo de 1930, y un 24 por ciento trabajaba en las industrias manufactureras y en la construcción. Dos décadas más tarde, a raíz del proceso de mecanización y concentración de las estructuras agrarias, la participación laboral en el sector primario se había reducido hasta el 23 por ciento, aumentando la del secundario al 36,5 por ciento de la fuerza laboral.

---

Mapa 6.11: Distribución territorial de la variable higiene.



Nota: en trama roja, provincias con peores condiciones de vivienda; en trama azul, las que disponían de una situación más favorable; y, en trama blanca, las situadas alrededor de la media  $\pm 0,5$  unidades de desviación típica.

---

Fuentes: elaboración a partir de los de Censo de Población y de Viviendas de 1960 y 1970.

La dimensión que refleja el desarrollo económico y sus desequilibrios territoriales se ha concretado a partir de una serie de variables relacionadas con la participación y la estructura laboral de la población. El uso en los modelos explicativos de aquellas variables que reflejan el nivel general de actividad, como la tasa total de actividad, no se han considerado idóneas

---

<sup>347</sup> Datos de L. Prados de la Escosura (2003: *El progreso económico de España: 1850-2000*)

<sup>348</sup> En el aumento del sector terciario, además del comercio y del sector financiero, jugó un papel básico la apertura política del régimen al exterior en la primera mitad de los años cincuenta y la posterior apuesta por un país de turismo. Si a mediados de los años cincuenta el número de turistas anuales se situaba en torno al millón, dos décadas más tarde la cifra había ascendido hasta los 27,5 millones. Los ingresos por turismo, en términos de la contabilidad nacional y a pesetas constantes de 1986, se multiplicaron por 12 entre 1954 y 1975 (datos extraídos de A. Tena: 2005: "Sector exterior", en la obra colectiva *Estadísticas Históricas de España. Siglos XIX-XX*)

por diversos motivos. En el caso de los hombres debido a que los diferenciales en las tasas interprovinciales de actividad son poco relevantes en las edades adultas, mientras que en las más avanzadas están muy relacionadas con el peso de los distintos sectores de actividad, siendo generalmente más elevadas en las provincias menos industrializadas. En el caso de las mujeres, si bien la variabilidad provincial en las tasas agregadas de actividad es muy alta, a menudo unos niveles similares de participación laboral responden a contextos económicos claramente diferenciados<sup>349</sup>, que se identifican mejor utilizando otras variables como el peso de los distintos sectores de actividad en el trabajo femenino. Por este motivo, en los modelos se han utilizado como variables explicativas el porcentaje de mujeres en el sector industrial y en el sector agrario, mientras que en los hombres solamente se ha considerado el sector industrial, al existir una fuerte correlación de signo negativo entre el peso relativo del trabajo en el sector agrario y en el secundario. Además, se ha considerado también la tasa de paro, ya que, a pesar de sus limitaciones en esa época, sus niveles se caracterizaban por una alta heterogeneidad territorial. Para el conjunto de ambos sexos, la media provincial de la tasa de paro según el Censo de 1960 era del 2,8 por ciento<sup>350</sup>, con un coeficiente de variación del 86 por ciento, mientras que en el Censo de 1970 esa media se había reducido al 1,3 por ciento, pero con un incremento de su variabilidad hasta el 73 por ciento. En ambos periodos, las tasas de paro más elevadas se localizaban en las provincias andaluzas, en las canarias y en las extremeñas, en la región de Murcia, en las sureñas de Castilla-La Mancha, y en las gallegas, a excepción de A Coruña.

La renta familiar bruta disponible por habitante (RFBh), a pesar de no considerar un aspecto básico como es la equidad en su distribución, se ha utilizado como una aproximación agregada de los niveles de vida de las provincias. La RFBh, a pesetas corrientes, se triplicó en España durante la década de los sesenta, al pasar de las poco más de 20 mil pesetas de 1960 a las 64 mil de 1970<sup>351</sup>. A escala provincial, y en ambos años, las menores rentas familiares se localizaban en las provincias de Andalucía Oriental, en las extremeñas y en las del interior de Galicia, mientras que en el extremo opuesto se situaban las de Barcelona, Girona, Madrid y las provincias vascas. El desarrollo económico de la década de los sesenta se tradujo en una ligera convergencia en los niveles de renta familiar entre las provincias españolas, en parte como una consecuencia derivada de los procesos de emigración de las

---

<sup>349</sup> Según el Censo de 1970 la tasa de participación laboral femenina de 16 a 64 años era relativamente similar en las provincias de A Coruña, Barcelona, Madrid y Pontevedra, en el rango del 25 al 28 por ciento, aunque su distribución por ramas de actividad difería sustancialmente. En las dos provincias gallegas la mitad de la actividad laboral de las mujeres se concentraba en la rama de la agricultura, la ganadería, la pesca y la silvicultura, mientras que en Barcelona la rama predominante era la de la industria manufacturera, con el 51 por ciento, y en Madrid la de los servicios comunitarios, sociales y personales, con el 46 por ciento. Una descripción de las pautas territoriales de actividad en M. Solsona (1991: *Anàlisi demogràfica i territorial de l'activitat femenina a Espanya. 1970-1986*)

<sup>350</sup> En el núcleo constituido por la Andalucía Occidental y Extremadura las tasas de paro provinciales superaban el 6,5 por ciento, alcanzándose un máximo del 10 por ciento en la provincia de Córdoba.

<sup>351</sup> El incremento a pesetas constantes, tomando como referencia las del año 1995, fue del 75 por ciento, de medio millón de pesetas por habitante de 1960 a las 850 mil de 1970. Estos datos se han extraído de la reconstrucción provincial de las principales series macroeconómicas realizada por J. Alcaide Inchausti (2003: *Evolucion económica de las regiones y provincias españolas en el siglo XX*)

áreas deprimidas a las zonas industriales y urbanas, con una reducción del coeficiente de variación del 25 al 21 por ciento entre 1960 y 1970<sup>352</sup>.

Una variable indirecta que refleja las importantes desigualdades socioeconómicas entre las regiones españolas son los saldos netos migratorios provinciales. Para ambos periodos, se han utilizado los saldos del periodo 1961-65<sup>353</sup>, ya que reflejan tanto las condiciones de principios de la década de los sesenta de aquellas regiones expulsoras de población, como el impacto de esos trasvases sobre las regiones receptoras a principios de los años setenta.

Finalmente, como variable indicadora del nivel educativo de la población, se ha utilizado la tasa estandarizada de analfabetismo de la población de 15 y más años. El promedio de las tasas provinciales era del 6 por ciento en los hombres y del 11 por ciento en las mujeres en 1960, mientras que una década más tarde se había reducido hasta el 3,6 y el 7,6 por ciento, respectivamente. A pesar de ese descenso persistía una elevada disparidad territorial, ya que el coeficiente de variación de las tasas a principios de los años setenta era todavía del 59 por ciento en los hombres y del 56 por ciento en las mujeres. A pesar de los movimientos migratorios, la elevada inercia que caracteriza a esa variable provoca que no se observen diferencias significativas en la ordenación de las provincias entre 1960 y 1970, dibujando un mapa que en sus grandes trazos muestra una gran continuidad con los de finales del siglo XIX<sup>354</sup>, pudiendo distinguirse tres grandes entornos. Un espacio de alto analfabetismo que abarca una extensa y compacta zona del sur peninsular, incluyendo las provincias andaluzas, las canarias y las extremeñas, además de las del sur de Castilla-La Mancha y Murcia. Un área de mayor alfabetización<sup>355</sup> que comprende las provincias castellano-leonesas, las del litoral Cantábrico, a excepción de las gallegas, y de Madrid y Navarra. Una zona con niveles intermedios que se corresponde con el levante y el cuadrante nororiental de la península. La elevada relación existente entre las tasas provinciales de analfabetismo de ambos sexos, con un coeficiente de correlación de 0,956 en ambos periodos, ha motivado que se simplificase dicha variable utilizando tanto para los modelos de los hombres como de las mujeres la tasa estandarizada del conjunto de la población mayor de 15 años.

Las anteriores variables se han reducido mediante la técnica del análisis de componentes principales. En el análisis factorial el número de factores que se obtiene es igual al de las variables, pero son los primeros factores los que acumulan el máximo de información del sistema. El criterio que se ha utilizado para determinar los factores que se retenían ha sido

---

<sup>352</sup> En 1960 la diferencia relativa entre la media de las tres provincias con menor y mayor RFDh era del 150 por ciento, mientras que en 1970 era del 100 por ciento.

<sup>353</sup> La cuantía de esos saldos es la estimada por A. Cabré et al. (1986: *Migratory movements in Spain: recent evolution*)

<sup>354</sup> Véase M. Vilanova y X. Moreno (1992: *Atlas de la evolución del analfabetismo en España de 1887 a 1981*)

<sup>355</sup> El menor analfabetismo histórico de esta zona estaría relacionado, por un lado, con el papel de las parroquias en la alfabetización básica de la población y, por otro lado, con el papel de la educación como vía de una cierta promoción social, a partir de la ocupación de las estructuras de la iglesia y del Estado, por parte de los hijos de los pequeños propietarios agrícolas del norte peninsular.

que su valor propio superase la unidad, lo que sucede en ambos periodos sólo en los dos primeros factores. La matriz de componentes principales se ha rotado mediante el método Varimax para facilitar la interpretación de las variables asociadas a cada uno de los factores. Los factores tienen media 0 y varianza 1, lo que permite identificar la posición de cada provincia respecto de cada uno de ellos. Si una provincia presenta en un factor un valor próximo a 0 representa que su posición respecto de ese factor es similar a la media de las unidades, mientras que valores alejados de 0 reflejan comportamientos diferenciados. Si los valores son positivos indican una relación positiva de esa provincia en relación con la dimensión que sintetiza el factor, y viceversa.

Los resultados del análisis factorial de 1960 y de 1970 son similares, lo cual resulta lógico dada la elevada inercia de las variables utilizadas (Tabla 6.5). Los dos primeros factores explican alrededor de tres cuartas partes de la varianza total, aunque se constata un cambio en el peso de esos factores, ya que en 1960 los dos explican un porcentaje similar, mientras que en 1970 se incrementa el peso del factor 1 en detrimento del factor 2. Además, todas las variables originales se encuentran explicadas a partir de esos dos factores, ya que el valor de las comunales se sitúa en todos los casos por encima del 65 por ciento, a excepción del peso del sector primario en la actividad laboral femenina, con un 41 por ciento en 1960 y un 47 por ciento en 1970.

Tabla 6.5: Saturaciones de las variables en los factores. 1960 y 1970.

Variables	1960			Variables	1970		
	Factor 1	Factor 2	Comun.		Factor 1	Factor 2	Comun.
Renta disp.	0,589	-0,745	,903	Renta disp.	0,722	-0,628	,916
Paro	0,095	0,859	,747	Paro	-0,029	0,814	,664
Analfabetis	-0,008	0,912	,832	Analfabetis	-0,122	0,880	,789
Ind. hombre	0,728	-0,517	,797	Ind. hombre	0,822	-0,360	,805
Ind mujer	0,862	0,095	,752	Ind mujer	0,847	0,015	,718
Higiene	0,739	-0,584	,888	Higiene	0,768	-0,507	,848
Agric. Mujer	-0,616	-0,168	,408	Agric. Mujer	-0,669	-0,143	,469
Saldo mig	0,706	-0,474	,723	Saldo mig	0,745	-0,349	,676
Varianza	38,2%	37,5%		Varianza	44,0%	29,5%	

Nota: en el anexo B.8 se presenta la situación relativa de las provincias en relación con ambos factores en los años 1960 y 1970.

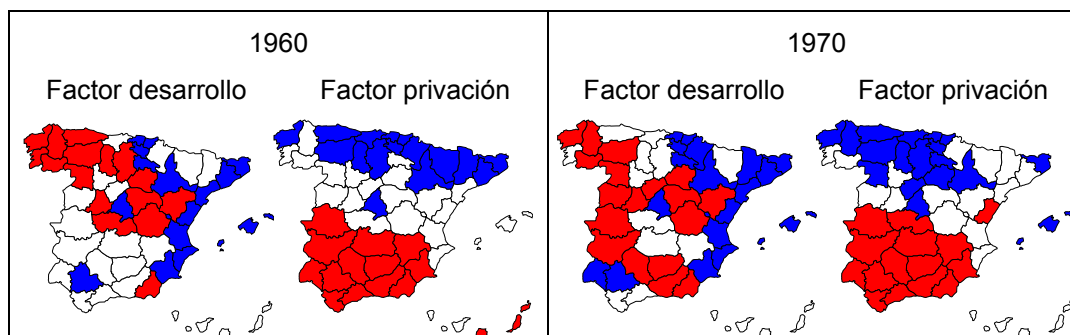
Fuente: elaboración propia.

El primer factor, se encuentra correlacionado positivamente con el peso del sector secundario en la fuerza de trabajo, tanto de los hombres como de las mujeres, con la presencia de saldos migratorios de signo positivo, con la renta familiar disponible y con las condiciones higiénicas de las viviendas, mientras que presenta una relación negativa con la participación laboral de las mujeres en el sector primario. El segundo factor está relacionado de forma positiva con altos niveles de analfabetismo y de paro y con la presencia de saldos migratorios de signo negativo, y de forma inversa con la renta familiar disponible, la actividad masculina en la industria y las condiciones higiénicas de las viviendas. A partir de esas

relaciones, se ha identificado y etiquetado, el primer factor como de “desarrollo” (fDES) y el segundo como de “privación” (fPRI).

A partir de las puntuaciones tipificadas de las provincias en relación con los factores “desarrollo” y “privación” se han mapificado aquellas que en los dos periodos se encontraban más alejadas de la media en uno u otro sentido (Mapa 6.12):

Mapa 6.12: Factores socioeconómicos. 1960 y 1970.



Nota: en trama roja, las provincias menos industrializadas y con mayor privación; en trama azul, las más industrializadas y con menor privación; y, en trama blanca, las situadas alrededor de la media  $\pm 0,5$  unidades de desviación típica en cada uno de los factores.

Fuentes: elaboración propia.

- Factor “desarrollo”. A principios de la década de los sesenta se constatan dos espacios claramente diferenciados: por un lado, las provincias mediterráneas, las vascas, además de Madrid, Sevilla y Zaragoza, que presentan puntuaciones positivas en ese factor; por otro lado, un grupo compacto constituido por las provincias del cuadrante noroccidental de la península y del interior de la meseta, además de Almería, que son las que presentan las puntuaciones más negativas. Una década más tarde, a pesar de los intentos de implementar una política dirigista de cierta reordenación de la estructura productiva a partir de polos de desarrollo en las áreas más retrasadas<sup>356</sup>, la priorización en los Planes de Desarrollo de las inversiones en las zonas industriales tradicionales intensificó los desequilibrios económicos territoriales. Esa menor equidad se constata en la reducción del número de provincias que se sitúan alrededor de la media en este factor, al pasar de 19 en el año 1960 a 14 en 1970<sup>357</sup>. Entre los cambios que se producen destaca la extensión del área menos industrializada hacia el sur peninsular, al

<sup>356</sup> Entre 1964 y 1972 se crearon once polos de desarrollo: durante el Primer Plan de Desarrollo (1964-67) los de Burgos, Huelva, La Coruña, Sevilla, Valladolid, Vigo y Zaragoza, y durante el Segundo Plan de Desarrollo (1968-71) los de Córdoba, Granada, Logroño, Oviedo y Villa García de Arosa. El efecto de esos polos de desarrollo fue limitado y desigual, ya que en Andalucía el polo de Huelva concentró la mayor parte de las inversiones, concentradas básicamente en industrias muy contaminantes, como las petroquímicas y las papeleras, mientras que las inversiones en los polos de desarrollo de Córdoba y de Granada fueron escasas y tuvieron un efecto muy limitado sobre la estructura productiva de esas provincias.

<sup>357</sup> El rango de las puntuaciones tipificadas en relación con este factor comprendía en 1960 del  $-2,05$  de Cuenca al  $2,44$  de Barcelona, y en 1970 del  $-2,54$  de Lugo al  $1,80$  de Barcelona.



incluir en 1970 las provincias extremeñas y de la Andalucía Oriental, mientras que se añaden al grupo que presenta puntuaciones más positivas en relación con ese factor las provincias de Huelva, Lleida y Navarra.

- Factor “privación”. En ambos años las provincias que presentan unas puntuaciones más positivas en relación con este factor, es decir aquellas en las que la privación es mayor, forman un continuo que se extiende por todo el sur peninsular, abarcando la totalidad de Andalucía y Extremadura, las provincias del sur de Castilla-La Mancha y Murcia, además de Las Palmas en 1960 y Castellón en 1970. Por el contrario, en 1960 las provincias donde las variables ligadas al factor privación tienen una menor incidencia se localizan, además de Madrid, en el norte de la península y alrededor de una línea que transcurre entre Barcelona y A Coruña, a excepción de La Rioja y Lugo. Una década más tarde, esas provincias se sitúan en el cuadrante noroccidental de la península, a excepción de Pontevedra y Ourense, además de Baleares y Girona, mientras que las de los Pirineos y Barcelona se ubican alrededor de los valores medios de ese factor.

Además de los anteriores factores en los modelos explicativos se ha considerado también la dimensión sanitaria. A falta de información territorial sobre dotaciones hospitalarias, medidas por ejemplo a partir del número de camas o de las unidades especializadas de hospitalización por millón de habitantes<sup>358</sup>, se ha utilizado la variable médicos colegiados por cada mil habitantes como aproximación al sistema sanitario a escala provincial.

Finalmente, para el modelo de mortalidad infantil ( $q_0$ ) se ha testado también la posible influencia de los factores relacionados con los niveles de fecundidad, utilizando como variable la tasa general de fecundidad (TGF). En el trienio 1960-62 su media provincial era de 84,5 nacimientos por cada 1.000 mujeres en edad fértil, con una variabilidad del 15 por ciento, mientras que en el trienio 1970-72 el nivel medio se situó en 76 nacimientos, pero con una mayor dispersión territorial, al aumentar el coeficiente de variación hasta el 21 por ciento. A principios de los años sesenta la mayor fecundidad se localizaba en las provincias del sur peninsular, mientras que se configuraban dos zonas de menor fecundidad, una en el cuadrante nororiental de la península, la otra en Asturias y las provincias gallegas. Una década más tarde, si bien se mantiene el sur peninsular como la zona de mayor fecundidad, el área con niveles más bajos se ha desplazado hacia las provincias limítrofes con Madrid, extendiéndose por las castellano-leonesas hasta Asturias y el interior de Galicia.

---

<sup>358</sup> Desde el año 1973 se dispone de amplia información sobre dotación y uso hospitalario a partir de la *Estadística de Establecimientos Sanitarios con Régimen de Internado (ESCRI)*, mientras que para el periodo anterior se dispone sólo de datos parciales obtenidos a partir de operaciones puntuales como el *Censo de Establecimientos sanitarios y benéficos* de 1949 y el *Censo de Establecimientos sanitarios* de 1963 publicados por el INE en los años 1952 y 1966, respectivamente. Entre 1963 y 1972 el personal sanitario colegiado en España se incrementó de 86.647 a 105.661 personas, y el colectivo médico de 37 a 49 mil colegiados. La creación en la década de los sesenta de algunos grandes equipamientos sanitarios se constata en el incremento del colectivo médico que ejercía sus funciones en el ámbito hospitalario, de los 13 mil de 1963 a los 27 mil de 1972, y una mejora en la ratio de camas de hospital por 100.000 habitantes, de las 41,8 de 1963 a las 78,2 de 1972. Para un análisis de la evolución y estructura del personal sanitario en España véase M. F. Guillem (1987: *Pirámides sanitarias: análisis de la estructura y dinámica del personal hospitalario español*)

Otras variables de uso generalizado en los enfoques ecológicos de la mortalidad, como la climatología, la urbanización o el estado civil de la población, también han sido testadas, pero su uso introducía elementos de confusión en los modelos y no mejoraba sus resultados. Las variables finalmente descartadas han sido:

- Climatología. Las temperaturas medias provinciales no son un buen indicador del posible efecto de las condiciones climáticas sobre los niveles de mortalidad, ya que en algunas provincias se dan fuertes contrastes entre las temperaturas estivales e invernales, que quedan difuminados al utilizar las medias anuales, y, además, el efecto de la temperatura varía en función de la causa de muerte. Por estas razones, en los modelos se testaron conjuntamente dos variables de temperatura de los periodos 1960-62 y 1970-72: por un lado, la media de los valores mínimos diarios de los meses de diciembre, enero y febrero; por otro lado, la media de los valores máximos diarios de los meses de julio y de agosto<sup>359</sup>. No obstante, la introducción de esas variables en los modelos generaba incoherencias en los resultados, que podrían deberse a dos motivos. En primer lugar, los datos climatológicos son mediciones puntuales de observatorios meteorológicos que generalmente se encontraban ubicados en la capital provincial, pero en algunos casos estaban situados en aeródromos o instalaciones militares, lo que plantea la cuestión de hasta qué punto son representativos a escala provincial<sup>360</sup>. El segundo, el uso de una tipología basada en los grandes grupos de causas de muerte puede provocar que se produzcan efectos compensatorios, como en el macrogrupo de las causas infecto-contagiosas, que posiblemente no se hubiesen dado utilizando un mayor nivel de especificación; por ejemplo, la existencia o no de relación entre altas temperaturas y diarreas, o entre bajas temperaturas y algunos procesos respiratorios.
- Urbanización. Una de las variables clásicas en los estudios ecológicos de mortalidad territorial es el grado de urbanización, aunque dicha variable no presenta una relación unívoca con los niveles de mortalidad. La introducción en los modelos explicativos del peso de la población residente en municipios mayores de 10.000 habitantes sobre el total provincial no aportaba una mejora en los modelos y los resultados que se obtenían eran de difícil interpretación. La razón estriba en que esa variable se basa en un criterio de tipo administrativo, el municipio, que enmascara una pluralidad de situaciones en relación con el tipo de poblamiento<sup>361</sup>. Por ejemplo, desde las provincias más industrializadas con grandes municipios, a las agrocidades de tamaño medio de Andalucía; del poblamiento concentrado en pequeños pueblos de Castilla, al poblamiento disperso en municipios mayores del cuadrante noroccidental peninsular.
- Estado civil. En los modelos se testó también el porcentaje estandarizado de población mayor de 16 años no casada con el fin de medir el impacto del estado civil sobre los diferenciales de mortalidad. Si bien su efecto se ha contrastado en estudios realizados a escala individual, su introducción en los modelos no aportaba ninguna mejora en los

---

<sup>359</sup> La información sobre temperaturas medias proviene de los *Anuarios Estadísticos de España* de los años 1961, 1962, 1963, 1971, 1972 y 1973.

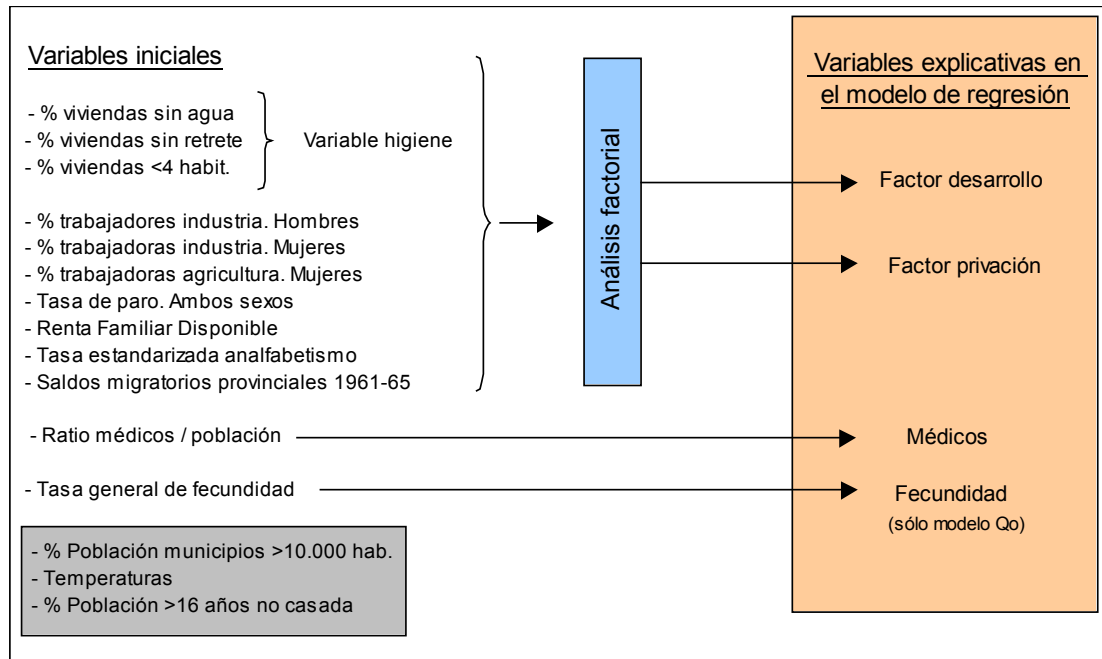
<sup>360</sup> Además, en algunas provincias, como en Guadalajara, cambió la ubicación del lugar de medición, lo que provoca alteraciones de los valores climáticos entre principios de los años 60 y de los 70.

<sup>361</sup> El control de esta variable en función de la densidad de población tampoco ha conducido a una mejora en los resultados.

resultados, ni siquiera en los modelos por edad en los que se consideraba el estado civil en la misma franja de edades.

En el Gráfico 6.5 se han sintetizado las variables testadas y las retenidas, así como el flujo de procedimientos estadísticos que han desembocado finalmente en la construcción de los modelos explicativos mediante la técnica de la regresión múltiple.

Gráfico 6.5: Variables iniciales y variables construidas en los modelos de regresión.



Nota: en sombreado gris aquellas variables que se han testado en todos o en algunos de los modelos, pero que no se han considerado en los modelos definitivos.

Fuente: elaboración propia.

### 6.3.3 Resultados

Los resultados que se han obtenido son significativos para la mayoría de los modelos testados (Tabla 6.6), aunque están condicionados por la calidad de la información, tanto de las variables dependientes como de las independientes. En este sentido, los modelos del año 1960 son menos consistentes que los de 1970, entre otros motivos por una peor certificación de las causas de muerte y por ciertas limitaciones del Censo de 1960, como las relacionadas con la dotación de los equipamientos de los hogares que se refieren al conjunto de viviendas y no sólo a las principales. Además, los cambios en la asignación de algunas causas de muerte entre la 6ª y la 8ª CIEs, como en determinadas enfermedades del recién nacido o el asma, junto al brusco descenso de las causas mal definidas del aparato circulatorio, impide

que puedan compararse los resultados de ambos periodos en algunos de los modelos de mortalidad por causa. A continuación se analizan los resultados, considerando en primer lugar los modelos en que la variable dependiente son los riesgos de morir en distintas etapas del ciclo vital, y en segundo lugar los de mortalidad por causa.

- Modelos de mortalidad por edad

El coeficiente de determinación, es decir el porcentaje de variabilidad interprovincial explicada, es muy alto en los cuatro modelos de mortalidad infantil, observándose también un incremento de su valor en las edades avanzadas en los modelos de principios de los años setenta, especialmente en el masculino. Los resultados revelan el diferente papel que desempeñan las variables explicativas sintetizadas en el factor desarrollo en las distintas etapas de la vida. Así, los riesgos de morir en la niñez ( $q_0$ ), en ambos sexos y periodos, y en la infancia ( ${}_{14}q_1$ ), también en ambos sexos pero sólo en el año 1960, son menores en aquellas provincias que, en el contexto español de la época, se caracterizaban por su mayor nivel de desarrollo, definido a partir de variables como una mayor renta familiar disponible, un papel más relevante de la industria en la fuerza de trabajo y unas mejores condiciones higiénicas de las viviendas. Esa relación reflejaría la estrecha asociación que aún se daba entre el grado de desarrollo económico de las regiones españolas y su cronología de la transición de la mortalidad en la infancia. Por el contrario, son esas provincias más desarrolladas las que tienen una mayor mortalidad en las edades maduras y en las avanzadas, en los hombres en los dos periodos y en las mujeres sólo en 1970. Esa relación entre desarrollo y mortalidad, que podría parecer paradójica, remite a la mayor incidencia en las áreas más industriales de factores de riesgo que inciden sobre determinadas causas, como la diabetes o la cirrosis, catalogadas como de “sociedad”, y a ciertas disfunciones en el modelo de industrialización. Más allá, esa relación vislumbra algunas pautas actuales, ya que son las provincias menos industrializadas y más migratorias, como las del interior norte, en las que hoy en día tienden a concentrarse los menores riesgos de morir en esas edades.

En relación con el factor privación su papel es menor y sólo se constata en la pubertad y en las primeras edades adultas. Si exceptuamos el modelo de 1960 para el riesgo de morir entre el primer y el quinceavo aniversario de vida ( ${}_{14}q_1$ ) de las mujeres, las relaciones que se establecen son de signo negativo, es decir a mayor privación menor mortalidad en esas edades. Esa relación podría deberse en parte por la menor incidencia de algunas causas de muerte, tal como se observa en los modelos de accidentes de tráfico, aunque el parque automovilístico en esa época era limitado y de ámbito familiar. La explicación cabría buscarla por otro camino, por la vía de los efectos del modelo industrializador del franquismo, ya que son aquellas provincias con un menor peso de la fuerza de trabajo en el sector industrial las que tienen menores riesgos de morir en las edades adultas-jóvenes. Esa hipótesis estaría corroborada por el hecho de que esa relación se da para los hombres adultos-jóvenes en ambos periodos, mientras que no se constata en las mujeres.

La ratio médicos por habitante (MED) ofrece en el año 1960 resultados incoherentes, ya que cuanto más favorable es dicha relación mayor es el riesgo de morir el primer año de vida en los hombres ( $q_0$ ) y en las edades maduras en las mujeres ( ${}_{25}q_{40}$ ). En este sentido, se

plantean dudas sobre la calidad de esa variable y sobre su representatividad como indicador del sistema sanitario, ya que, por ejemplo, las ratios médico/habitante son favorables en las provincias castellano-leonesas reflejando la práctica médica rural y no las desigualdades territoriales en la dotación hospitalaria del menguado sistema sanitario de la época. Los resultados para el año 1970, en cambio, van por el camino de lo esperado, ya que las provincias con una relación más alta médicos/habitante son, a igualdad en el resto de factores, las que tienen unos riesgos de morir más bajos en las edades adultas-maduras en los hombres y en las edades avanzadas en ambos sexos.

Tabla 6.6: Modelos explicativos de los diferenciales provinciales de mortalidad. 1960 y 1970.

1960											
	Hombres					Mujeres					
	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED TGF	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED TGF	
Q <sub>0</sub>	0,504	***	---		++ +++	0,462	***	---			++
14Q <sub>1</sub>	0,107	**	--			0,316	***	---	++		
25Q <sub>15</sub>	0,205	***		---		0,177	***	---			
25Q <sub>40</sub>	0,207	***	+++			0,143	***			+++	
20Q <sub>65</sub>	0,153	***	+++			n/s					
Infecciosas	0,108	**			--	0,162	***		+++		
Tumores	0,205	***		---		0,391	***			+++	
Diabetes	0,390	***	+++		---	0,408	***	+++		---	
Circulatorias	0,225	***	+++			n/s					
Respiratorias	n/s					n/s					
Cirrosis	0,466	***	+++			0,387	***	+++		++	
Otras digestivas	0,448	***		+++		0,572	***	--	+++		
Acc. vehículos	0,308	***		---		0,451	***	++	---		
Suicidios	0,196	***		+++		0,209	***		+++		

1970											
	Hombres					Mujeres					
	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED TGF	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED TGF	
Q <sub>0</sub>	0,563	***	---			0,659	***	---			
14Q <sub>1</sub>	0,212	***		---		0,078	**		--		
25Q <sub>15</sub>	0,172	***		---		n/s					
25Q <sub>40</sub>	0,262	***	+++		--	0,146	***	+++			
20Q <sub>65</sub>	0,504	***	+++		---	0,259	***	+++		---	
Infecciosas	0,325	***			---	0,529	***	---	+++		
Tumores	0,091	**	++			0,286	***	++	---		
Diabetes	0,422	***	+++		---	0,532	***	+++	+++	--	
Circulatorias	0,451	***	+++		---	0,174	***			---	
Respiratorias	0,424	***	++		---	0,128	**			---	
Cirrosis	0,456	***	+++		---	0,263	***	+++			
Otras digestivas	0,457	***	++	+++		0,343	***	+++	+++		
Acc. vehículos	0,211	***		---		0,218	***		---		
Suicidios	0,187	***	---			0,140	**	--			

Nota: p nivel de significación de R<sup>2</sup>. Signos positivos indican la existencia de relación directa y signos negativos de relación inversa. Un símbolo indica que el nivel de significación es menor de 0,1; dos símbolos que es menor del 0,05; y tres símbolos menor del 0,01.

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, cabe destacar que a principios de los años sesenta todavía se daba una relación significativa entre los niveles de fecundidad y el riesgo de morir el primer año de vida, mientras que una década más tarde dicha relación dejó de ser significativa.

- Modelos de mortalidad por causa

En estos modelos el coeficiente de determinación es muy elevado en algunas de las causas, como por ejemplo en la cirrosis masculina en 1960 ( $R^2 = 0,466$ ) o en la diabetes femenina en 1970 ( $R^2 = 0,532$ ). Una visión general muestra un mayor número de valores significativos en las variables explicativas de los modelos del año 1970 en comparación con los del año 1960, que en parte se debe a una más adecuada clasificación de las causas de muerte en la 8 CIE y de una mejora en su certificación. A grandes rasgos se constata un aumento del papel de las variables relacionadas con el grado de desarrollo de las provincias (fDES), una reducción en los hombres de las relacionadas con el nivel de privación (fPRI), y la aparición de forma coherente del papel de los médicos.

El factor relacionado con el grado de desarrollo económico de las provincias, cuando es significativo, presenta en los hombres siempre un signo positivo, a excepción de los suicidios en 1970; a saber, un mayor nivel de desarrollo implica una mayor mortalidad. Esa relación se da, en ambos años, en la diabetes, en las causas del aparato circulatorio y en la cirrosis, observándose también en los tumores, las respiratorias y las otras del aparato digestivo en el año 1970; es decir para aquellas causas que engloban la mayor parte de las defunciones. En las mujeres la asociación de signo positivo entre desarrollo y mortalidad, que en realidad refleja la situación inversa, se observa en un menor número de causas, aunque también se da en algunas muy relevantes cualitativamente como la diabetes y la cirrosis. No obstante, en las mujeres, a diferencia de los hombres, el grado de desarrollo económico, a igualdad en el resto de factores considerados, no es significativo en la explicación de los diferenciales de mortalidad por causas de los aparatos circulatorio y respiratorio. En las mujeres, como en los hombres, un menor grado de desarrollo implica una mayor mortalidad por suicidios, pero a diferencia de sus coetáneos masculinos esa relación también se da en las infecciosas.

A principios de los años sesenta se observa en ambos sexos una relación de signo positivo entre privación y la mortalidad por otras causas del aparato digestivo y los suicidios, mientras que la relación es inversa, es decir a mayor privación menor mortalidad, en los accidentes de vehículos. En las mujeres una mayor privación, básicamente por las variables relacionadas con los niveles educativos y la habitabilidad de las viviendas, implica una mortalidad más elevada por causas infecciosas. Una década más tarde el papel de las variables relacionadas con la privación se ha reducido sustancialmente en los hombres, al ser ese factor significativo sólo en las otras causas del aparato digestivo y en los accidentes de tráfico. Por el contrario, en las mujeres, se mantiene su protagonismo, exceptuando ahora a los suicidios, e incluyendo a los tumores y a la diabetes.

En el año 1960 la variable médicos/habitantes sólo es significativa en un pequeño número de causas, observándose además algunas incoherencias en el signo de la relación. En ambos sexos una favorable ratio de personal sanitario explica parte de la menor mortalidad

por causas infecciosas en los hombres y por diabetes en ambos sexos, aunque la relación es contraria a la esperada en los tumores y en la cirrosis en las mujeres. Esa contradicción podría ser fruto de la mejor certificación de esas causas de muerte en aquellas provincias con una mayor densidad por habitante de médicos. A principios de los años setenta no sólo aumenta en los hombres el número de causas en las que desempeña un papel explicativo la variable médicos, sino que, además, la relación en ambos sexos es la que cabría esperar. En este periodo aparece en ambos sexos el efecto positivo de la variable médicos sobre la mortalidad por causas de los aparatos circulatorios y respiratorios, que tienen un peso muy relevante en el patrón de morbilidad.

#### **6.4 Los espacios de mortalidad en los albores del siglo XXI**

A principios de este siglo, la distribución espacial de la esperanza de vida muestra la existencia de dos entornos claramente diferenciados. Por un lado, la zona que concentra las expectativas de vida más elevadas, superando en más de un año y medio a las de España, se sitúa en los hombres en las provincias que rodean por el norte y el este a la Comunidad de Madrid, además de Zamora y Salamanca, y en las mujeres también en las provincias al norte de Madrid, hasta Álava y Navarra. Por otro lado, la zona de sobremortalidad relativa, con una vida media inferior en un año a la de España, abarca Las Palmas y el occidente de Andalucía, extendiéndose por el litoral de esa Comunidad en las mujeres.

En las tres últimas décadas, se ha asistido a una profunda transformación de la sociedad española que abarca múltiples ejes: de los estilos de vida y las mentalidades a las relaciones personales y las formas de convivencia; de la organización política y la estructura del Estado a las políticas sociales y de prestación de servicios; de la estructura productiva al mercado de trabajo... A pesar de ello, y de los avances médicos y de las actuaciones en materia de salud comunitaria, las ganancias de años de vida, si bien generalizadas, no han desembocado en una mayor convergencia entre las regiones españolas. En este sentido, el modelo territorial parece fuertemente consolidado, a excepción de la favorable evolución de las regiones del norte peninsular en el periodo más reciente, lo que les permite, a excepción de los hombres en Asturias, invertir su posición relativa en el contexto español. Así, entre 1976 y 2001 los navarros pasan de ocupar la posición 8 a la 3 del ranking de Comunidades Autónomas; los gallegos, de la 14 a la 9, y los vascos, de la 17 a la 8. En las mujeres, los cambios más relevantes se han localizado también en esa zona, encabezados nuevamente por Navarra, que pasa de la posición 7 a la 1, seguida por las residentes en La Rioja, de la 12 a la 3, y en Galicia, de la 14 a la 8.

La mayor parte de esos diferenciales responden hoy en día, una vez superado el punto álgido de la "crisis" de mortalidad de los adultos jóvenes, a desigualdades de supervivencia

en las edades ancianas, que en los hombres abarca también a las edades maduras. Para explicarlas, el estudio de los patrones de la mortalidad por causa deviene una etapa previa y básica para, en posteriores etapas, desentrañar sus determinantes. En este apartado se analiza la existencia de diferentes entornos de riesgos, describiendo sus pautas espaciales y su impacto sobre las expectativas de vida de las provincias y de las CC.AA.

#### 6.4.1 *Los espacios de riesgo*

La primera cuestión que se plantea es la presencia de diferentes espacios de riesgos que perduran en el tiempo de forma más o menos estable: por un lado, una serie de provincias que presentan una alta mortalidad relativa en un amplio conjunto de causas; por otro lado, provincias que gozan de una situación favorable en la mayoría de causas. Su estudio, al centrarse en unidades con dispares tamaños poblacional y causas con diferente incidencia, requiere el uso de técnicas que eviten los sesgos derivados de la significación de los datos y que sean lo más robustas posibles. El análisis se ha basado en las tasas estandarizadas de mortalidad por causa, ya que éstas eliminan las distorsiones ocasionadas por las desiguales estructuras etáreas de las provincias, estimando para cada una de ellas su correspondiente intervalo de confianza, lo que permite tener en cuenta el número de eventos y su distribución por edad. Esos indicadores se han calculado para 20 causas de muerte<sup>362</sup> que se consideran representativas del actual patrón de morbilidad de la población española, bien por su importancia cuantitativa bien por su relevancia cualitativa. Para lograr una mayor robustez y estabilidad en los resultados los indicadores se han estimado para cuatro trienios, los de 1985-87, 1990-92, 1995-97 y 2000-02. Una vez calculadas las tasas estandarizadas y sus respectivos intervalos de confianza se han retenido exclusivamente aquellas combinaciones provincia-causa que, como mínimo, en tres de los cuatro periodos tenían una mortalidad significativamente diferente de la de España en uno u otro sentido. En los análisis finales se han eliminado dos causas de muerte:

- Resto de causas naturales. El grado de detalle de la tipología de causas de muerte determina el peso del grupo del “resto de causas naturales”. Cuando el nivel de análisis espacial es el provincial, a menos que se quiera incurrir en problemas de aleatoriedad den los resultados, el número de causas estudiadas debe ser limitado. El grupo que engloba el resto de causas naturales, es decir el total de defunciones excluyendo las mal definidas, las causas de tipo externo y las especificadas de forma concreta, es un “cajón de sastre” que puede camuflar en su seno pautas espaciales muy contrastadas en función de las causas de muerte que incluye, lo que impide abordar su análisis de conjunto. En los cuatro periodos analizados, ese grupo representa el 6,4 por ciento del total de las defunciones masculinas y el 10,1 por ciento de las femeninas.

---

<sup>362</sup> Las tasas estandarizadas provinciales para las 20 causas de muerte, los cuatro periodos y los dos sexos se presentan en el anexo B.10.



- **Mal definidas.** El grupo de síntomas y causas mal definidas, alrededor del 2,7 por ciento de las defunciones masculinas y del 3,8 por ciento de las femeninas, revela diferencias en el nivel de certificación de la causa de muerte a escala provincial, ya que en 17 provincias en los hombres y en 23 en las mujeres se dan diferenciales significativos en relación con España. Esa heterogeneidad abarca desde las provincias de Cáceres, Cuenca y Toledo, con tasas en el grupo de defunciones mal definidas superiores a las españolas en ambos sexos y en los cuatro periodos, hasta Castellón y Valladolid, con niveles inferiores en todos los periodos y en los dos sexos. No obstante, una menor tasa de causas mal definidas no implica necesariamente una mejor calidad en la certificación del resto de causas de muerte, y viceversa.

La análisis de las características del proceso de diferenciación territorial comprende dos planos de estudio. El primero se centra en las causas de muerte, con el fin de determinar aquellas que son más discriminantes a escala territorial; el segundo en las provincias, con el objetivo de analizar el grado de concentración de riesgos en cada una de ellas.

En relación con el primer plano, en los hombres las causas que presentan una mayor diferenciación territorial son el SIDA, los tumores broncopulmonares, las isquémicas, las cerebrovasculares, y las del aparato respiratorio, ya que en 30 o más provincias su mortalidad difiere de la de España en tres o en cuatro de los periodos analizados (Tabla 6.7). En ese grupo se distinguen dos subgrupos: por un lado, la mortalidad debida a la patología del SIDA con una única provincia, la de Madrid, con unos riesgos de morir significativamente superiores a la de España en los cuatro periodos<sup>363</sup>, por otro lado, las otras causas de muerte en las que el número de provincias ubicadas en posiciones extremas, es decir en todos los periodos más o menos mortalidad que en España, es más elevado. A excepción del SIDA, las causas que presentan una fuerte diferenciación territorial tienen al mismo tiempo un elevado peso en el patrón de morbilidad de los hombres, ya que representan al 40 por ciento de todas las defunciones masculinas y, además, explican un porcentaje similar de la variabilidad interprovincial de la esperanza de vida al nacer. En gran medida son causas en las que desempeñan un importante papel factores relacionados con los hábitos y los comportamientos individuales, que también se encuentran en la base de otras causas de muerte que, como la cirrosis y los accidentes de tráfico, presentan una alta diferenciación espacial. Por el contrario, si exceptuamos el peculiar caso de las causas congénitas y perinatales, en la población masculina en ninguna de las otras causas de muerte analizadas el número de provincias con diferenciales significativos respecto del conjunto de España se sitúa por debajo de 10, ya que las menos discriminantes son el resto de causas infecciosas, con 11 provincias, y los grupos referidos al resto de cánceres del aparato digestivo

---

<sup>363</sup> Las cuatro provincias con mortalidad por SIDA superior a la de España en tres de los periodos analizados son Barcelona, Cádiz, Valencia y Vizcaya. Al localizarse las provincias con más habitantes entre las más pobladas, el número de provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España es muy elevado, con un total de 26 provincias.

Tabla 6.7: Consistencia territorial de las causas de muerte. 1986-1991-1996-2001.

	% sobre total defunciones	variabilidad provincial de vida media explicada	Grupo A	Grupo B	Grupo C	Grupo D	Total
<b>HOMBRES</b>							
SIDA	1,1%	3,73%	9	17	4	1	31
Otras infecciosas	1,2%	2,70%		8	3		11
Tum. esófago-estómago	3,0%	3,20%	4	5	2	9	20
Otros tum. digestivos	5,8%	3,83%	5	5	3	1	14
Cáncer pulmón	7,6%	6,42%	20		2	8	30
Cancer mama	n.s.	n.s.	---	---	---	---	---
Otros tumores	12,8%	8,36%	13	4	2	6	25
Diabetes	1,8%	2,15%	6	7	4	5	22
Enf isquémicas	11,7%	8,67%	18	4	1	10	33
Enf cerebrovasculares	9,4%	6,87%	15	3	2	12	32
Otras ap. circulatorio	11,3%	7,25%	9	3	5	6	23
Apar. respiratorio	11,6%	8,04%	16	4	4	7	31
Cirrosis	2,8%	3,81%	10	10		8	28
Otras ap. digestivo	3,1%	3,11%	4	4	3	3	14
Perinatales-congénitas	0,8%	3,98%		1	1		2
Accidentes tráfico	2,7%	7,24%	2	5	5	10	22
Suicidios	1,3%	3,14%	1	3	3	7	14
Resto causas externas	2,9%	6,09%	7	3	4	2	16
<b>MUJERES</b>							
SIDA	0,3%	1,64%	4	6	2		12
Otras infecciosas	1,2%	2,91%	1	3	1		5
Tum. esófago-estómago	1,8%	2,63%	4	3	4	4	15
Otros tum. Digestivos	5,6%	4,08%	2	1	2	1	6
Cáncer pulmón	1,0%	1,84%		3		1	4
Cancer mama	3,4%	4,10%	2	5	3	1	11
Otros tumores	8,6%	7,33%	2	1	3		6
Diabetes	3,6%	4,01%	16	4	5	10	35
Enf isquémicas	9,5%	8,15%	20	5	5	10	40
Enf cerebrovasculares	15,1%	11,79%	18	5	6	15	44
Otras ap. Circulatorio	19,2%	10,38%	12	5	4	7	28
Apar. respiratorio	8,5%	5,84%	3	2	5	4	14
Cirrosis	1,4%	2,97%	15	6	3	3	27
Otras ap. Digestivo	3,6%	3,49%	6	5	3	3	17
Perinatales-congénitas	0,7%	4,33%					0
Accidentes tráfico	0,9%	4,32%	2	3		4	9
Suicidios	0,5%	2,12%	1	2	2	2	7
Resto causas externas	1,4%	4,04%	2	4	1	2	9

Notas: La primera columna es el peso relativo de ese grupo sobre el total de las defunciones en los cuatro periodos. La segunda es una estimación, mediante el método de Pollard, del peso de cada causa en la explicación de los diferenciales interprovinciales de esperanza de vida al nacer, expresados en términos medios de los cuatro periodos. Esta columna considera, por tanto, la edad a la que se producen las defunciones en cada grupo de causas. Por ejemplo, los accidentes de tráfico son el 2,7 por ciento de las defunciones masculinas, pero al incidir en las edades adultas-jóvenes explican un 7,2 por ciento a las diferencias interprovinciales de vida media. En sentido inverso, las cerebrovasculares son el 15 por ciento de las muertes femeninas, pero al concentrarse en las edades avanzadas sólo explican el 11,8 por ciento de las desigualdades territoriales de esperanza de vida al nacer. Los grupos representan el número de provincias con mortalidad significativamente inferior o superior a la de España en esa causa de muerte: grupo A inferior en los cuatro periodos; grupo B inferior en tres periodos; grupo C superior en tres periodos; y grupo D superior en todos los periodos. El total hace referencia al número de provincias con riesgos significativamente diferentes a los de España, según los criterios aquí utilizados, siendo la suma de los grupos A, B, C y D. En el análisis se han excluido los grupos "resto de causas naturales" y "causas mal definidas".

Fuente: elaboración propia.

En las mujeres desempeñan un papel determinante las causas del aparato circulatorio, además de la diabetes, ya que son territorialmente muy discriminantes, especialmente las cerebrovasculares, con niveles diferentes a los nacionales en 44 provincias, y las isquémicas, en 40 provincias. La diabetes y los tres subgrupos de las causas del aparato respiratorio concentran casi la mitad de las defunciones femeninas, aunque sólo explican un 35 por ciento de los diferenciales provinciales de esperanza de vida al nacer. El rasgo distintivo es el número de causas en las que se constata una escasa diferenciación territorial, ya que en 8 de las 18 estudiadas el número de unidades con riesgos diferentes a los nacionales, en uno u otro sentido, es inferior a 10 provincias, mientras que ese grado de homogeneidad no se daba en los hombres en ninguna de las causas de muerte. Esas causas, excluyendo nuevamente las congénitas y perinatales, representan una quinta parte de las defunciones femeninas, pero explican una cuarta parte de las desigualdades de vida media entre las provincias españolas, ya que incluyen una serie de causas cuya mayor incidencia se da en las edades jóvenes y/o adultas, como el SIDA o los accidentes de tráfico.

El segundo plano de análisis trata sobre la existencia a escala provincial de diferentes espacios de concentración/difuminación de riesgos (Mapa 6.13). El objeto, por lo tanto, se desplaza hacia el territorio, analizando para cada una de las provincias en cuantas causas de muerte presenta una mortalidad significativamente diferente de la del España, en tres o en cuatro de los periodos analizados. A partir del signo de esas diferencias y del número de causas en cada provincia, se han configurado dos mapas para cada uno de los sexos: el de los espacios de mortalidad favorable y el de los desfavorables.

En los hombres el entorno más favorable se localiza en el interior de la península, en las provincias rurales y emigratorias que circundan Madrid, a excepción de su vertiente sur. En dicho espacio sobresale la posición de los residentes en Guadalajara y Soria, con riesgos inferiores a los españoles en 11 de las 18 causas, seguidos por los de Salamanca, Teruel y Zamora, en 10 de las causas. Destaca también la situación de los hombres en Avila, Burgos, Cuenca y Segovia con riesgos significativamente inferiores en 8 o en 9 de las causas analizadas. Por el contrario, las provincias en que las tasas son inferiores a los nacionales en un menor número de causas de muerte se ubican en el sur peninsular, abarcando también la Comunidad Valenciana, en ambos archipiélagos, y en la cornisa Cantábrica<sup>364</sup>. En relación con los espacios de concentración de riesgos, es decir las provincias en las que se concentra un mayor número de causas con mortalidad superior a la de España, destaca el núcleo de la Andalucía Occidental, que se extiende al resto de esa Comunidad, al sur de Castilla-La Mancha y a Extremadura, prolongándose por la costa mediterránea, con especial incidencia en la provincia de Valencia, hasta alcanzar Barcelona. Otras áreas que acumulan riesgos son,

---

<sup>364</sup> El caso extremo lo representa la provincia de Huelva, ya que en ninguna de las causas de muerte analizadas su población masculina presenta niveles inferiores a los de España. Las provincias con sólo una causa de muerte con riesgos inferiores son: Alicante y Málaga (tumores esófago-estómago), Asturias y Palencia (cerebrovasculares), Cádiz y Valencia (otras causas externas), y Granada y Guipúzcoa (otros tumores)

por un lado, el archipiélago canario y, por otro lado, las litorales del Cantábrico, como Asturias y Vizcaya, y del Atlántico gallego<sup>365</sup>. Por el contrario, la mayor parte del interior y del norte peninsular, con las excepciones ya mencionadas, se configuran como un gran espacio de escasa concentración de riesgos, que además responden a unas causas caracterizadas por unos patrones espaciales específicos, como son los tumores del esófago y del estómago o los accidentes de tráfico. Si bien la mayoría de las provincias tienden a situarse o en el espacio favorable o en el de concentración de riesgos, en algunos casos se observa un contexto de heterogeneidad, al entremezclarse un número significativo de causas con riesgos superiores a los de España, con otras que presentan niveles inferiores. El ejemplo más significativo es el de la provincia de Barcelona, con diferenciales significativos en 10 de las causas de muerte, de los cuales en seis casos por una mortalidad inferior y en cuatro por unos riesgos de morir más elevados que el conjunto nacional<sup>366</sup>.

En las mujeres, como se ha constatado anteriormente, el número de causas de muerte que son discriminatorias territorialmente es menor que en los hombres, lo que se traduce en que los valores máximos de las distribuciones sean también inferiores. A pesar de ello, se constata una gran similitud entre los mapas de ambos sexos, lo que confirmaría la hipótesis de que en los últimos quinquenios se ha acentuado la diferenciación espacial en los riesgos de morir en ambos sexos, pero que, al mismo tiempo, dichos espacios se han vuelto más homogéneos entre hombres y mujeres, con algunas excepciones localizadas en la cornisa del Cantábrico. El espacio de mortalidad más favorable se localiza en el interior-norte peninsular y en algunas provincias del cuadrante nororiental, destacando las residentes en Salamanca con riesgos inferiores a los de España en 9 de las causas de muerte, las de Barcelona en 7 causas, y las de las provincias de Burgos, Guadalajara, Madrid, Navarra, Salamanca, Segovia, Soria, Teruel y Zamora en 6 de las causas consideradas. Por el contrario, en ambos archipiélagos y en las provincias litorales del sur y del levante el número de causas con riesgos inferiores a los nacionales muy bajo, cuando no nulo. Esas provincias se corresponden con aquellos espacios de mayor concentración de riesgos que, si bien son similares a los de los hombres en el sur y en el este peninsular, aunque con valores menos extremos<sup>367</sup>, difieren por la mejor situación de las mujeres en la provincia de Madrid y por la constricción del entorno noroccidental a las provincias litorales de Galicia y a Asturias.

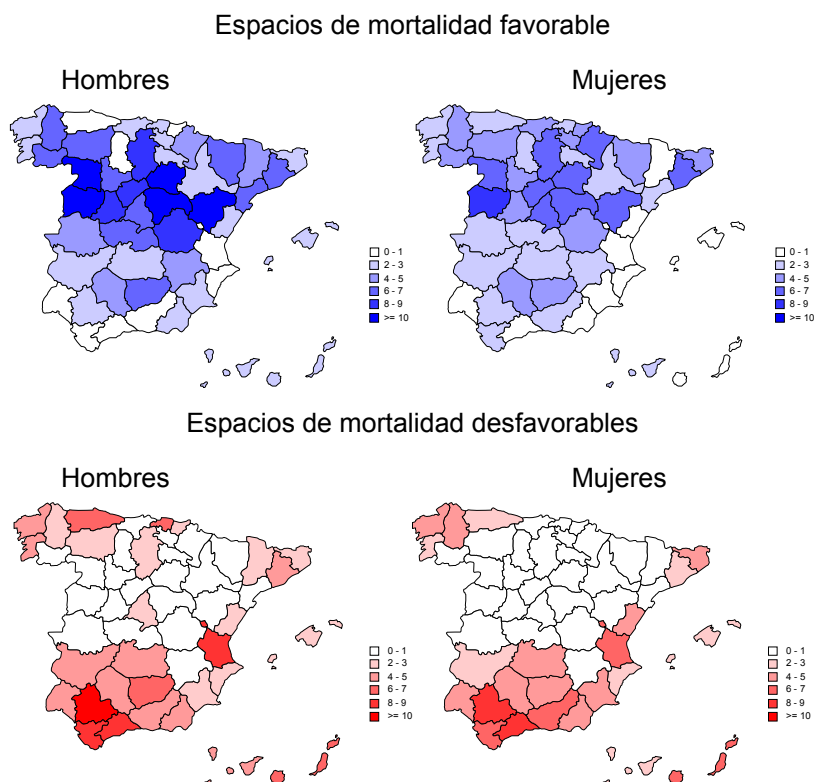
---

<sup>365</sup> Las mayores concentraciones de riesgos se dan en Sevilla con una mortalidad masculina superior a la española en 10 de las 18 causas de muerte, en Cádiz y Málaga con 9 causas, en Valencia con 8 causas, en Asturias y Las Palmas con 7 causas, y en Jaén y Vizcaya con 6 causas.

<sup>366</sup> Los residentes en Barcelona tenían, en tres o en cuatro de los periodos, riesgos de morir inferiores al conjunto de los españoles por otras enfermedades infecciosas, por cerebrovasculares, por causas del aparato respiratorio, por enfermedades del aparato digestivo exceptuando la cirrosis, por accidentes de tráfico y por suicidios, mientras que su mortalidad era más elevada por SIDA, por los otros tumores digestivos, por el cáncer de pulmón y por el resto de causas externas.

<sup>367</sup> Las concentraciones de riesgos más altas se localizan en las provincias de Sevilla y Málaga, con 8 causas de muerte, seguidas de Valencia con 7, y de Cádiz, Granada y Las Palmas con 6.

Mapa 6.13: Espacios de mortalidad por causa. 1986-1991-1996-2001.



Nota: número de causas con mortalidad significativamente inferior (espacio favorable) o superior (espacio desfavorable) a la de España en tres o en cuatro de los periodos considerados. En este análisis se ha eliminado el grupo de "resto de causas naturales" y el de "mal definidas", por tanto el valor máximo en cualquier de los dos espacios es de 18 causas de muerte. En el anexo B.10 se presentan los valores de las provincias.

Fuente: elaboración propia a partir.

#### 6.4.2 La geografía de las causas de muerte a principios del siglo XX

El análisis de la geografía de la mortalidad se ha ceñido a algunas causas de muerte que presentan unas pautas espaciales contrastadas y/o peculiares: el SIDA, los tumores del esófago-estómago, el tumor broncopulmonar, la diabetes, las enfermedades del aparato circulatorio, la cirrosis, y los accidentes de tráfico. La información se ha sintetizado en una serie de mapas en los que se representa de forma conjunta dos indicadores: a) la posición relativa de las provincias a partir de la media y de la desviación típica de las tasas estandarizadas; y, b) las diferencias, a partir del intervalo de confianza de la tasa provincial y estatal, identificando las que tienen una mortalidad diferente de la de España. Al mapificar al mismo tiempo ambas variables, alguna unidad puede ubicarse por encima de la media de las tasas provinciales, a pesar de que su mortalidad sea significativamente inferior a la nacional, y viceversa. No obstante, esa aparente paradoja sucede en casos muy concretos, ya que la media de las tasas provinciales se encuentra normalmente muy próxima al valor de la tasa de

España. Además, se ha cuantificado, mediante el método de J. Pollard, la contribución de las distintas causas de muerte a los diferenciales de esperanza de vida al nacer entre las provincias y España (Tabla 6.8).

Tabla 6.8: Contribución relativa edad-causa a los diferenciales interprovinciales de esperanza de vida al nacer en 2000-2002. (Sólo se muestran las combinaciones que explican más de un 1 por ciento de la variabilidad territorial)

	Edad o grupo de edad								Total causa
	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	
<b>HOMBRES</b>									
SIDA				1,3%					2,5%
Otras infecciosas									2,7%
Tum. esófago-estómago							1,0%		3,2%
Otros tum. digestivos							1,4%		4,2%
Cáncer pulmón					1,4%	1,7%	2,8%		6,8%
Cancer mama									
Otros tumores					1,4%	1,7%	2,3%		8,6%
Diabetes									2,2%
Enf isquémicas					1,5%	1,8%	3,4%	1,8%	9,2%
Enf cerebrovasculares							2,0%	1,8%	6,0%
Otras ap. circulatorio							2,0%	1,7%	6,9%
Apar. respiratorio							2,7%	2,2%	8,3%
Cirrosis					1,1%				3,4%
Otras ap. digestivo									3,1%
Perinatales-congénitas	2,4%								4,0%
Resto causas naturales							1,2%	1,8%	6,8%
Accidentes tráfico			2,2%	2,0%	1,1%				7,4%
Suicidios				1,0%					3,3%
Resto causas externas				1,4%	1,0%				5,6%
Mal definidas								1,1%	5,7%
<b>Total edad</b>	<b>4,4%</b>	<b>6,2%</b>	<b>7,0%</b>	<b>12,2%</b>	<b>16,4%</b>	<b>14,6%</b>	<b>24,0%</b>	<b>15,1%</b>	<b>100,0%</b>
<b>MUJERES</b>									
SIDA									1,2%
Otras infecciosas									3,1%
Tum. esófago-estómago									2,5%
Otros tum. digestivos							1,1%		4,2%
Cáncer pulmón									2,3%
Cancer mama					1,2%				4,0%
Otros tumores		1,1%			1,4%	1,2%	1,6%		7,7%
Diabetes							1,5%	1,6%	3,9%
Enf isquémicas							3,3%	4,1%	9,2%
Enf cerebrovasculares							2,7%	5,5%	10,3%
Otras ap. circulatorio							2,3%	4,9%	9,7%
Apar. respiratorio							1,4%	2,5%	6,1%
Cirrosis									2,6%
Otras ap. digestivo								1,1%	3,5%
Perinatales-congénitas	2,2%								4,0%
Resto causas naturales							2,0%	4,2%	10,0%
Accidentes tráfico			1,1%						4,2%
Suicidios									2,2%
Resto causas externas									3,7%
Mal definidas								2,6%	5,6%
<b>Total edad</b>	<b>4,3%</b>	<b>6,4%</b>	<b>4,6%</b>	<b>8,6%</b>	<b>12,8%</b>	<b>10,2%</b>	<b>22,3%</b>	<b>30,9%</b>	<b>100,0%</b>

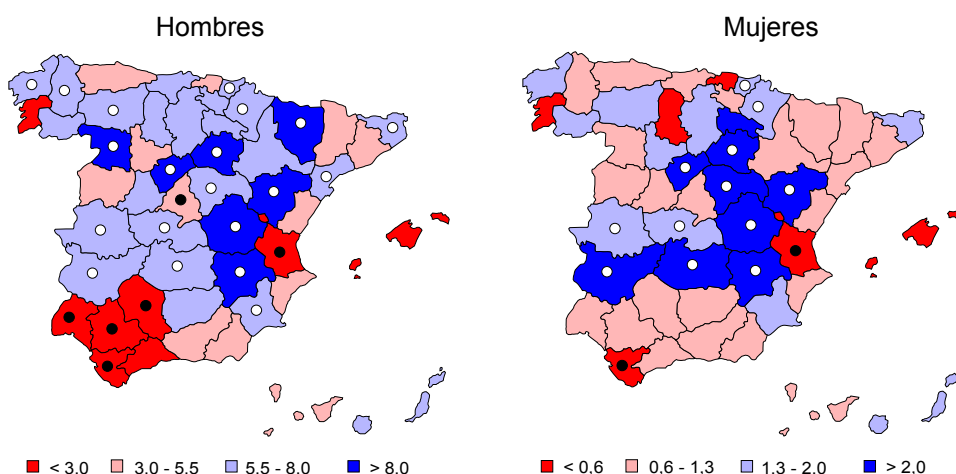
Fuente: elaboración propia.

El conjunto de las causas analizadas representa el 51 por ciento de todas las muertes masculinas acaecidas en el trienio 2000-02 y el 53 por ciento de las femeninas, y explica el 49,3 por ciento de las diferencias provinciales de esperanza de vida al nacer en los hombres y el 47,7 por ciento en las mujeres<sup>368</sup>.

#### • SIDA

Las defunciones por SIDA ascendieron a 4.925 en el trienio 2000-02, representando un 0,7 por ciento del total de las muertes masculinas y un 0,2 por ciento de las femeninas. Al concentrarse en las edades adultas más jóvenes su papel en los diferenciales provinciales de esperanza de vida fue mayor que su peso dentro del patrón de morbimortalidad. Su desigual impacto territorial explicaba, a principios de este siglo, el 2,5 por ciento de la variabilidad interprovincial de vida media en los hombres y el 1,2 por ciento en las mujeres. No obstante, el mayor impacto se dio a mediados de los años noventa, coincidiendo con el punto álgido de mortalidad, aportando un 7 por ciento a la diferencia total de vida media en los hombres y un 3,1 por ciento en las mujeres.

Mapa 6.14: Tasas estandarizadas de mortalidad por SIDA, 2000-2002.  
(tasas por 100.000 habitantes)



Nota: en círculo blanco provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España y en negro superior.

Fuente: elaboración propia.

En la actualidad, su distribución viene marcada por una importante variabilidad territorial, ya que el coeficiente de variación de las tasas estandarizadas es del 45 por ciento en los hombres, con una media de 5,5 defunciones por cien mil habitantes, y del 52 por ciento en las mujeres, con una tasa media de 1,3 defunciones por cien mil. Las provincias con tasas

<sup>368</sup> En el anexo B.11 se presentan los resultados para los trienios 1985-87, 1990-92 y 1995-97.

significativamente superiores a las de España configuran un claro núcleo en la Andalucía Occidental, además de las provincias de Madrid y Valencia; mientras que en las mujeres sólo se dan riesgos superiores por esta causa en las provincias de Cádiz y de Valencia (Mapa 6.14). En los hombres, el peso demográfico de esas provincias determina el nivel de la tasa nacional, lo que provoca que en el resto de provincias, a pesar del escaso número de eventos, muchas unidades presenten tasas inferiores a las de España, básicamente las provincias del interior peninsular. En las mujeres, si bien el número de provincias con riesgos inferiores a los de España es menor, se constata la presencia de dos espacios favorables ubicados alrededor de Madrid: uno al sur de esa comunidad, en las provincias castellano-manchegas; otro al este, que traza una línea que asciende desde Albacete a Guipúzcoa.

- Tumores

El cáncer es la primera causa de muerte de la población masculina española, con un 32 por ciento de las defunciones del periodo 2000-02, y la segunda causa en la población femenina, con un 21 por ciento del total de muertes. Entre los diferentes tipos de tumores se han analizado dos que presentan unas pautas geográficas muy contratadas: los del esófago-estómago y los broncopulmonares<sup>369</sup>.

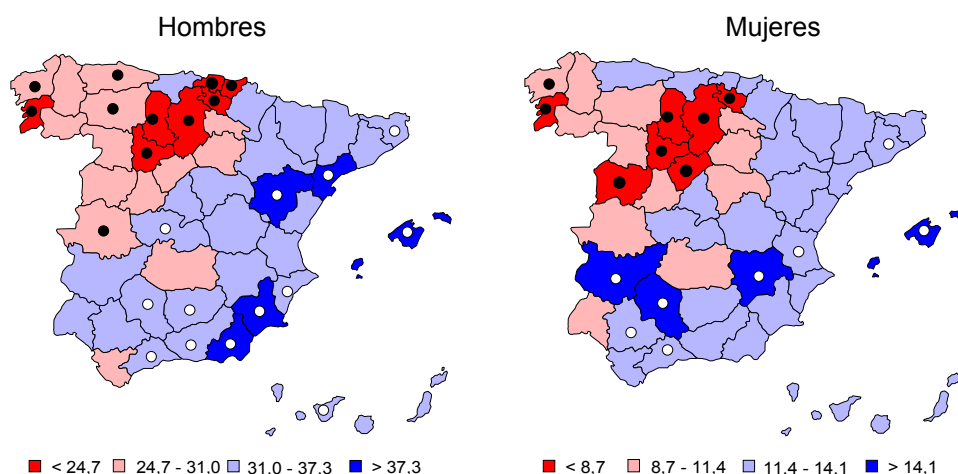
Los tumores del esófago-estómago representaban el 8,6 por ciento de las muertes por cáncer en los hombres y el 7,0 por ciento en las mujeres, con una tasa media del 31,0 por cien mil en los hombres y del 11,4 por cien mil en las mujeres. En las últimas décadas, en un contexto de disminución de su mortalidad, se han mantenido unas pautas específicas y diferenciadas de las observadas para la mayoría de las otras causas de muerte (Mapa 6.15). En los hombres, salvo algunas excepciones, como Cádiz y Ciudad Real, en un sentido, y Cantabria en otro, está delimitada por una diagonal que recorre la península desde Navarra a Extremadura. En su parte superior se ubican las provincias con las tasas estandarizadas más elevadas, en muchos casos significativamente superiores a las nacionales; mientras que en su parte inferior se localizan las que gozan de menor mortalidad. Los valores extremos, para tasas significativas, oscilaban entre los mínimos, por debajo del 25 por cien mil, de Almería, Illes Balears, Murcia, Tarragona y Teruel, y los máximos, superiores al 40 por cien mil, de Álava, Burgos, Palencia, Pontevedra y Vizcaya. Las pautas femeninas presentaban algunas diferencias con las masculinas, básicamente la situación más favorable de las provincias del litoral Cantábrico, esbozando una contraposición más clara entre las zonas del interior-norte peninsular y las litorales. El rango de las tasas, para valores significativos, abarcaba de los mínimos de Albacete e Illes Balears, inferiores al 8 por cien mil, a los máximos de Burgos y Palencia, con tasas próximas al 20 por cien mil.

---

<sup>369</sup> Los tumores de próstata y de mama, a pesar de su importancia, no han sido objeto de análisis, ya que muestran una escasa variabilidad territorial y, además, no presentan unas pautas espaciales definidas.



Mapa 6.15: Tasas estandarizadas de mortalidad por tumores esófago-estómago, 2000-2002.  
(tasas por 100.000 habitantes)



Nota: en círculo blanco provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España y en negro superior.

Fuente: elaboración propia.

La tendencia a un descenso de estos tumores se relaciona con el nivel socioeconómico de los individuos y con el proceso de desarrollo de los países industrializados. No obstante, el hecho de que un país como el Japón tenga tasas de mortalidad elevadas por tumores del estómago, indicaría que los factores culturales, especialmente los hábitos alimenticios y culinarios<sup>370</sup>, y el consumo de alcohol, tienen una gran importancia, lo que explicaría la persistencia en España de ese núcleo de sobremortalidad en las provincias más norteñas de Castilla-La Mancha, y también en el País Vasco en los hombres.

Los tumores de la tráquea, de los bronquios y del pulmón eran en el periodo 2000-02 una de cada cuatro muertes por cáncer en los hombres y poco más del 5 por ciento en las mujeres. La media de las tasas provinciales en los hombres ascendía al 85 por cien mil, con un coeficiente de variación del 18 por ciento, y en las mujeres al 8 por cien mil, con una variabilidad del 23 por ciento. A pesar de esa mayor variabilidad, al ser las tasas femeninas una décima parte de las masculinas, el número de provincias con diferencias significativas respecto de España era inferior<sup>371</sup>. Esos tumores explicaban un 6,8 por ciento de la variabilidad total de la esperanza de vida masculina y un 2,3 por ciento de la femenina<sup>372</sup>.

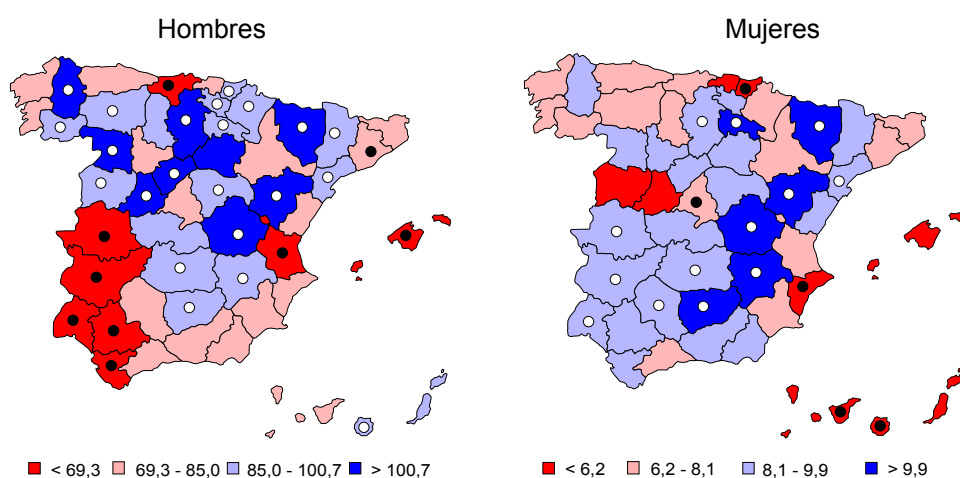
<sup>370</sup> Centro Nacional de Epidemiología (2005: *La situación del cáncer en España*)

<sup>371</sup> En los hombres 31 provincias presentan tasas diferentes de las de España, en 9 superiores y en 22 inferiores, mientras que se reduce a 18 en las mujeres, en 5 superiores y en 13 inferiores.

<sup>372</sup> En las mujeres el papel de estos tumores en los diferenciales provinciales de vida media se ha ido acrecentando de forma paulatina, pero sostenida, en los últimos quinquenios, ya que en 1985-87 sólo explicaban un 1,2 por ciento. En un futuro relativamente próximo devendrán un claro factor de diferenciación territorial, a medida que lleguen a las edades maduras las cohortes femeninas en las que el hábito del tabaquismo estuvo más extendido.

En los hombres su distribución espacial muestra un núcleo compacto de alta mortalidad en las provincias extremeñas y en las de la Andalucía más occidental, detectándose también niveles superiores en Alicante, Illes Balears y Cantabria (Mapa 6.16). El rango de valores abarcaba desde tasas por debajo del 60 por cien mil en Huesca y Teruel hasta tasas del 120 por cien mil en Badajoz y Cádiz. En las mujeres su localización geográfica es más difusa, debido a su menor incidencia, lo que provocaba que sólo se den riesgos superiores en las en el archipiélago canario<sup>373</sup>, en Alicante, Guipúzcoa y Madrid, e inferiores en la mayoría del interior sur peninsular, además de Burgos, Huesca, La Rioja, Tarragona y Teruel.

Mapa 6.16: Tasas estandarizadas de mortalidad por tumores broncopulmonares, 2000-2002.  
(tasas por 100.000 habitantes)



Nota: en círculo blanco provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España y en negro superior.

Fuente: elaboración propia.

El factor básico de riesgo es, como ya se ha visto, el tabaquismo, al que se atribuye la aparición del 80-90 por ciento de los casos de cáncer de pulmón en los hombres y el 55-80 por ciento de los casos en las mujeres. Por este motivo, se ha comprobado si su distribución geográfica presentaba similitudes con la del consumo de tabaco. Para considerar el tiempo que tarda una variable, en este caso el tabaquismo, en incidir sobre los niveles de mortalidad, se han analizado las pautas de consumo de tabaco de principios de los años noventa. Como fuente de información se ha utilizado la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91, que ofrece a escala provincial datos sobre el consumo medio de tabaco, aunque carece de

---

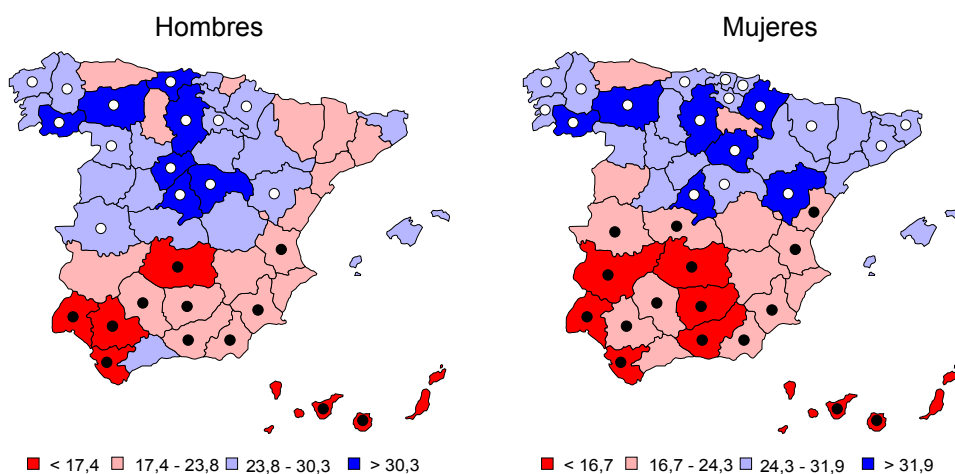
<sup>373</sup> Una aspecto que llama la atención es la elevada mortalidad, dentro del contexto español, de las mujeres residentes en Las Palmas por este tipo de cáncer. Dicha situación no sería fruto de un artificio de tipo estadístico, o de un componente de aleatoriedad, ya que en los cuatro periodos analizados la mayor mortalidad femenina por cáncer de pulmón se da precisamente en esa provincia. Esa situación sería extensible a Tenerife, que en todos los periodos se encuentra entre las cuatro provincias españolas con mayor mortalidad por tumores broncopulmonares.

desagregación en función del sexo y la edad. Los mayores consumos se concentraban en el sur peninsular, abarcando Andalucía y Extremadura, además de Murcia, Alicante, Valencia, Madrid, Las Palmas y Vizcaya; mientras que en el extremo opuesto se localizaban las provincias del norte peninsular, especialmente las interiores<sup>374</sup>. A grandes rasgos se constata una correspondencia con el mapa del cáncer broncopulmonar masculino de principios de este siglo, aunque también se observan discrepancias significativas. Este hecho, unido a la existencia de diferenciales en las mujeres, aunque de menor cuantía, hace necesario considerar el papel que también desempeñan otros factores como la exposición ocupacional o ambiental a ciertas sustancias o la contaminación industrial<sup>375</sup>.

#### • Diabetes

La diabetes era responsable del 1,9 por ciento de las defunciones masculinas y del 3,4 por ciento de las femeninas, situándose la media de las tasas en el 24 por cien mil en ambos sexos. En esta causa sobresalen los altos riesgos de morir que tradicionalmente afectan a los habitantes de las Islas Canarias, con tasas en el periodo 2000-02 que duplicaban la media provincial en los hombres y que en las mujeres alcanzaban valores del 51 por cien mil en Las Palmas y del 37 por cien mil en Santa Cruz de Tenerife.

Mapa 6.17: Tasas estandarizadas de mortalidad por diabetes, 2000-2002.  
(tasas por 100.000 habitantes)



Nota: en círculo blanco provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España y en negro superior.

Fuente: elaboración propia.

<sup>374</sup> En Soria, Burgos y Salamanca el consumo medio anual oscilaba en torno de las 80 cajetillas de cigarrillos por unidad de consumo, mientras que en las cuatro provincias de Andalucía Occidental se situaba entre las 122-130 cajetillas (INE: 1994: *Encuesta de Presupuestos Familiares, 1990-91. Consumo de alimentos, bebidas y tabaco en unidades físicas*)

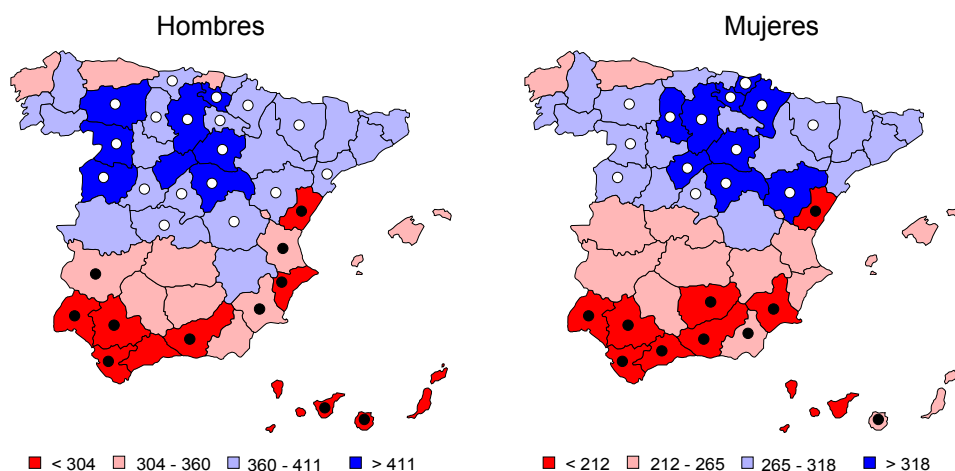
<sup>375</sup> Centro Nacional de Epidemiología (2006: *Atlas municipal de la mortalidad por cáncer en España, 1989-1998*)

Su distribución espacial se caracteriza por su continuidad tanto temporal como territorial, trazando una línea fronteriza por debajo de la provincia de Madrid, que en su parte oriental se extiende en los hombres hasta Barcelona (Mapa 6.17). Al sur de esa línea las tasas son superiores a la media, destacando un núcleo de alta mortalidad en las Islas Canarias, seguido de las provincias andaluzas, de las extremeñas en las mujeres, abarcando también algunas del levante español en ambos sexos. Por el contrario, los valores más bajos se concentran en el centro-norte, englobando provincias con características socioeconómicas muy dispares, desde las agrarias y poco pobladas del interior peninsular, a Madrid en ambos sexos y Barcelona en las mujeres.

- Enfermedades del aparato circulatorio

En el trienio 2000-02, el 30 por ciento de las defunciones masculinas y el 40 por ciento de las femeninas se debieron a enfermedades del aparato circulatorio, aunque su contribución a los diferenciales interprovinciales de vida media fue menor que su peso relativo, del 22 por ciento en los hombres y del 29 por ciento en las mujeres, debido a que gran parte de esas defunciones se concentran en las edades avanzadas. En términos de tasas estandarizadas, la media provincial se situó en el 360 por cien mil en los hombres y en el 265 por cien mil en las mujeres, y sus coeficientes de variación en el 15 y en el 20 por ciento.

Mapa 6.18: Tasas estandarizadas de mortalidad por enf. aparato circulatorio, 2000-2002.  
(tasas por 100.000 habitantes)



Nota: en círculo blanco provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España y en negro superior.

Fuente: elaboración propia.

El patrón espacial muestra una gran concordancia entre ambos sexos y se caracteriza por una clara dicotomía entre el sur de la península, con tasas más elevadas, y el centro y el norte peninsular con tasas por debajo de la media provincial, a excepción de Asturias y A Coruña en ambos sexos, y de Vizcaya en los hombres (Mapa 6.18). En los hombres los valores significativos más bajos se dan en las provincias de Burgos, Guadalajara, Segovia, Salamanca y Soria, con tasas en el rango 275-290 por cien mil, y en las mujeres en las de

Álava, Burgos, Segovia y Soria, con niveles entre el 185 y el 200 por cien mil. En el extremo opuesto sobresale el núcleo formado por Cádiz, Huelva y Sevilla, con tasas entre el 465 y el 530 por cien mil en los hombres y entre el 362 y el 393 por cien mil en las mujeres. Como puede apreciarse comparando los extremos de la distribución, el margen de recorrido de las provincias del sur peninsular es muy importante, incidiendo sobre los factores de riesgos de las enfermedades cardiovasculares.

Entre esos factores se menciona el consumo de tabaco, la hipertensión arterial, la hipercolesterolemia, el sedentarismo, los hábitos alimenticios y la obesidad<sup>376</sup>. Analizar la diversidad territorial de esos factores escapa a los objetivos de esta investigación y, además, el tratamiento agregado de esas enfermedades dificulta identificar los factores subyacentes en los distintos componentes de la mortalidad cardiovascular. En relación con los tres primeros factores mencionados, y que se consideran modificables desde la atención primaria y secundaria, diversos estudios han constatado su elevada incidencia en España, aunque no han permitido esclarecer las asociaciones que se establecen en el territorio entre dichos factores y los niveles de mortalidad, debido en gran medida a que la mortalidad cardiovascular es multicausal. En algunas áreas se da una relación con el tabaquismo, como en Murcia, Extremadura, Andalucía y Valencia donde su consumo es mayor, o en Castilla y León donde es menor. Respecto del colesterol sus niveles son más elevados en el Levante y en Andalucía, y menores en Castilla y León y en el nordeste peninsular; mientras que las diferencias metodológicas en los estudios sobre hipertensión arterial no permiten establecer comparaciones territoriales<sup>377</sup>. Un aspecto que, a priori, puede resultar sorprendente, es que sean las regiones del sur y del Levante peninsular las que presentan unos mayores niveles de mortalidad cardiovascular cuando su dieta es la más parecida al modelo mediterráneo, tradicionalmente asociado a un menor riesgo de padecer enfermedades crónicas. Una explicación a esa paradoja sería el mayor consumo de sal y grasas saturadas en esas regiones, y una mayor prevalencia de la obesidad por una menor actividad física. Estudios recientes han mostrado que el nivel socioeconómico bajo es una variable que se encuentra muy asociada con la mortalidad cardiovascular, ya que determina tanto el acceso a los servicios médicos preventivos como los comportamientos de riesgo individuales<sup>378</sup>.

- Cirrosis y otras crónicas del hígado

La media provincial de las tasas estandarizadas se situó en los hombres en el 21,4 por cien mil y en las mujeres en el 6,8 por cien mil, con una dispersión provincial medida a partir del coeficiente de variación de las tasas del 26 y del 38 por ciento, respectivamente. En los hombres el patrón territorial tiende a oponer las provincias del interior con las andaluzas, las

---

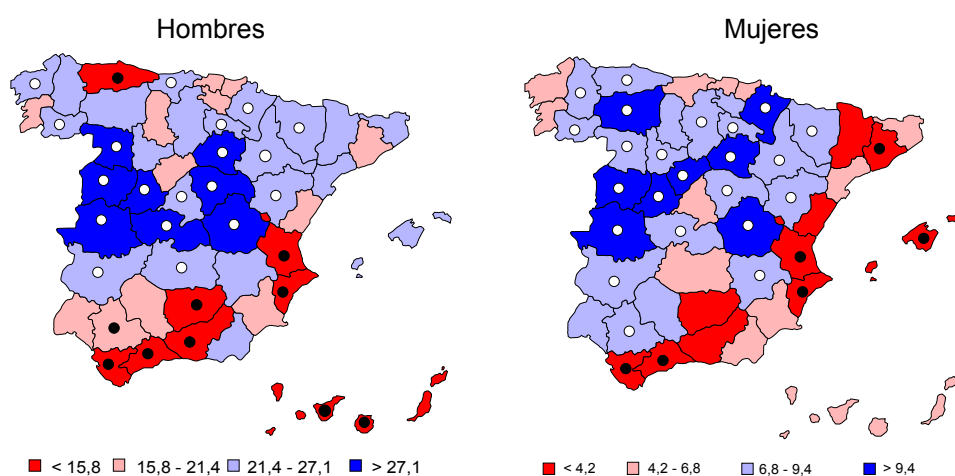
<sup>376</sup> Véase J. R. Banegas Banegas (1993: *Estudio epidemiológico de los factores de riesgo cardiovascular en la población española de 35 a 64 años*)

<sup>377</sup> Véase F. Villar Álvarez et al. (1998: *Mortalidad de causa cardiovascular en España y sus comunidades autónomas (1975-1992)*)

<sup>378</sup> F. Rodríguez Artalejo et al. (sin fecha: *Distribución geográfica de las enfermedades cardiovasculares en España: la mortalidad es mayor en las regiones del sur y del mediterráneo*)

canarias, las más industrializadas del litoral Cantábrico, y algunas del mediterráneo. La pauta geográfica femenina se diferencia de la masculina por la mayor continuidad del litoral mediterráneo como área de mayor mortalidad, y por la inversión de la posición de algunas provincias, hacia tasas inferiores como en Asturias o Sevilla, o superiores como en Barcelona e Illes Balears. Si nos ceñimos sólo a las que tienen tasas significativamente superiores a las de España en los hombres emerge un espacio constituido por las canarias y gran parte de las provincias andaluzas, además de Alicante, Asturias y Valencia; mientras que en las mujeres se reduce a las provincias de Alicante, Illes Balears, Barcelona, Cádiz y Málaga.

Mapa 6.19: Tasas estandarizadas de mortalidad por cirrosis, 2000-2002.  
(tasas por 100.000 habitantes)



Nota: en círculo blanco provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España y en negro superior.

Fuente: elaboración propia.

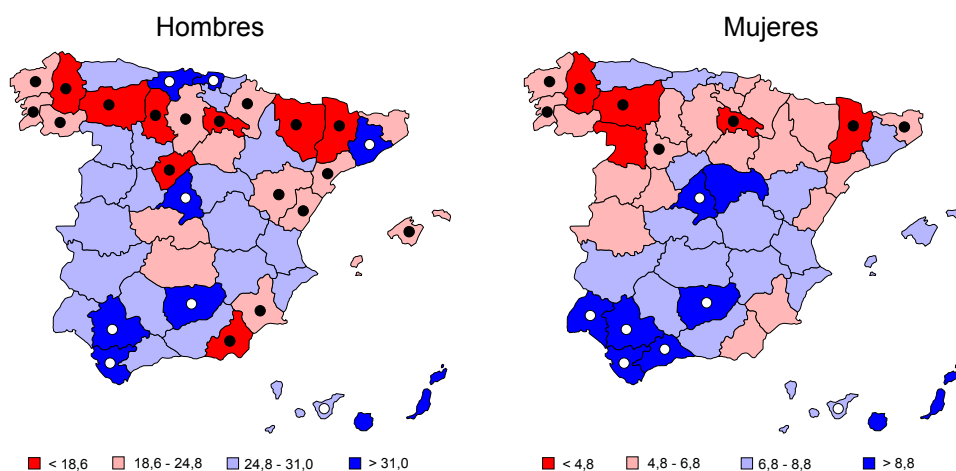
#### • Accidentes de tráfico

La mayor incidencia de los accidentes de tráfico en el segmento de los adultos jóvenes provoca que su papel en los diferenciales provinciales de vida media sea superior a su peso relativo en el patrón de mortalidad por causas. En el trienio 2000-02, las defunciones por accidentes de tráfico representaban el 2,2 por ciento de las muertes masculinas y el 0,7 por ciento de las femeninas, pero explicaban el 7,4 por ciento de la variabilidad provincial en la esperanza de vida al nacer de los hombres y el 4,2 por ciento en la de las mujeres. La media de las tasas estandarizadas era del 21,4 por cien mil en los hombres y del 6,8 por cien mil en las mujeres.

En los hombres se configura una distribución espacial que, grosso modo, contrapone las provincias del tercio norte peninsular y algunas del litoral mediterráneo, con las del centro y el sur peninsular. En las mujeres el menor nivel de las tasas de mortalidad provoca que, si bien sus pautas territoriales son similares a las masculinas, se reduzca sensiblemente el número de provincias con riesgos significativamente superiores a los de España. Las mayores tasas de mortalidad en ambos sexos se dan en Lleida y en Lugo, mientras que los riesgos más

bajos se localizan en Cantabria, Madrid y Tenerife en los hombres y en Huelva y Sevilla en las mujeres.

Mapa 6.20: Tasas estandarizadas de mortalidad por accidentes de tráfico, 2000-2002.  
(tasas por 100.000 habitantes)



Nota: en círculo blanco provincias con mortalidad significativamente inferior a la de España y en negro superior.

Fuente: elaboración propia.

Diversos factores configurarían esos espacios de riesgo, algunos de ellos de tipo físico, como la orografía o las condiciones climáticas, otros relacionados con el tipo de poblamiento y la infraestructura viaria; finalmente los relacionados con una mayor actividad turística o con los desplazamientos de fin de semana en las provincias costeras.

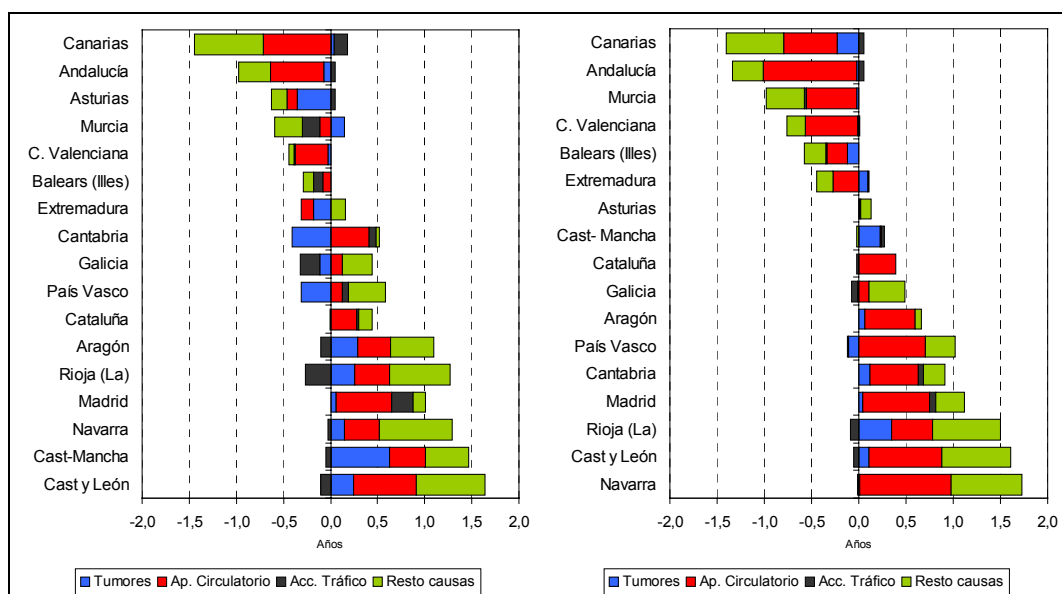
#### 6.4.3 Patrones de mortalidad y esperanza de vida

El impacto de los patrones de mortalidad por causa sobre las desigualdades territoriales de vida media se ha sintetizado cuantificando el papel que desempeñan hoy en día cuatro grandes grupos de causas de muerte en los diferenciales de esperanza de vida al nacer entre las Comunidades Autónomas y España. Las causas de muerte retenidas son aquellas que suelen utilizarse para resumir el patrón de mortalidad por causa propio de las sociedades desarrolladas; es decir, los tumores, las del aparato circulatorio y los accidentes de tráfico, además de un grupo que incluye el resto de causas de muerte (Gráfico 6.6).

En el trienio 2000-02 a la menor esperanza de vida de los hombres canarios, andaluces y valencianos contribuyen de una forma relevante las causas del aparato circulatorio, mientras que las Comunidades del litoral norte se caracterizan por el impacto más negativo de los cánceres, lo que provoca que las expectativas de vida de sus habitantes sean inferiores a las

nacionales, como en Asturias, o próximas, como en Cantabria, Galicia o el País Vasco, en función del comportamiento del resto de causas. Entre las regiones que gozan de unas mayores expectativas de vida se constatan diferencias significativas, ya que en Madrid y Castilla y León se deben básicamente a las enfermedades del aparato circulatorio, y en Castilla-La Mancha, a los tumores. En contrapartida, en esas regiones se observa, a excepción de Madrid, el efecto negativo de su mayor mortalidad por accidentes de tráfico, especialmente en Aragón, Castilla y León y La Rioja. Además de esas tres causas, en algunas CC.AA. son muy significativos los diferenciales en el macrogrupo que engloba al resto de causas. Si tomamos como referencia Canarias y Navarra, dos contextos claramente diferenciados, en la primera refleja la mayor mortalidad por diabetes y cirrosis, y en la segunda, la menor incidencia de las perinatales y congénitas, de las enfermedades del aparato respiratorio y de la cirrosis.

Gráfico 6.6: Contribución de las causas de muerte a los diferenciales de esperanza de vida al nacer entre las Comunidades Autónomas y España. 2000-02.



Nota: Comunidades Autónomas ordenadas de menor a mayor esperanza de vida al nacer en 2000-2002

Fuente: elaboración propia.

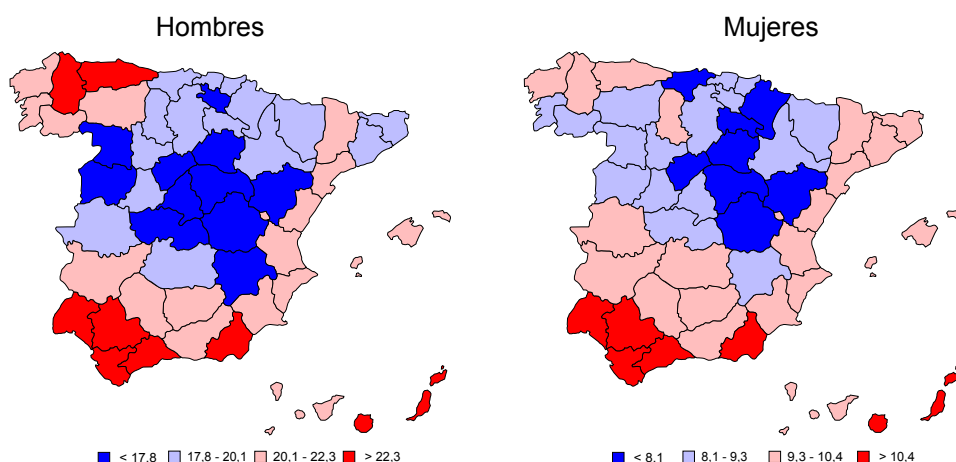
En la población femenina, las desigualdades de vida media están relacionadas con los diferenciales de supervivencia por enfermedades del aparato circulatorio, fundamentalmente en las edades avanzadas. En Andalucía restan un año de vida en relación con las mujeres de España, y en Murcia, en Canarias y en la Comunidad Valenciana algo más de medio año, mientras que contribuyen de una forma positiva a la mayor supervivencia de las residentes en Navarra, aportando un año de vida, en Madrid, Castilla y León, País Vasco, en alrededor de 0,7 años, y en La Rioja, Cantabria, Aragón y Cataluña entre 0,4 y 0,5 años de vida.

Una de las prioridades de la política sanitaria es la reducción de las desigualdades de vida en función del lugar de residencia, siendo el análisis de la mortalidad evitable una primera



aproximación al margen de actuación de dichas políticas. En el trienio 2000-2002, en España la tasa estandarizada de mortalidad para el conjunto de causas de muerte que se han considerado como evitables a partir de medidas de índole preventiva o de la propia actuación médica, se situaba en el 19,1 por diez mil en los hombres y en el 9,2 por diez mil en las mujeres, lo que representaba alrededor del 17 por ciento de la tasa estandarizada total de los hombres y el 14 por ciento de la de las mujeres. A escala provincial, el coeficiente de variación de las tasas estandarizadas de mortalidad evitable se situaba entorno del 11 por ciento en ambos sexos. En los hombres, la mayor mortalidad por causas evitables se concentraba en las provincias de Andalucía Occidental, en Almería, en las del archipiélago canario, y en algunas del norte peninsular, como Lugo o Asturias, con valores superiores al 22,5 por diez mil; mientras que la menor incidencia de se daba en el interior peninsular, destacando las provincias de Cuenca, Madrid, Guadalajara, Soria y Zamora, con tasas inferiores al 17 por diez mil (Mapa 6.21). En las mujeres, el esquema espacial era muy similar al masculino, si exceptuamos la mejor posición relativa de las provincias del norte peninsular. Así, las tasas más altas correspondían al sur peninsular y a las provincias canarias, con máximos del 11,0-11,5 por diez mil en Almería, Cádiz y Las Palmas; y las más bajas al interior-este peninsular, especialmente en las provincias de Cuenca, Guadalajara, Segovia y Soria con tasas inferiores al 7,5 por diez mil.

Mapa 6.21: Tasas estandarizadas de mortalidad por causas de muerte evitables, 2000-2002.  
(tasas por 10.000 habitantes)



Nota: Véase en el apéndice 3 del capítulo 5 las edades y las causas que se han considerado como evitables.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del anexo B.10.

En términos de esperanza de vida al nacer, el impacto de eliminar una determinada causa de muerte depende tanto de la magnitud absoluta de su incidencia como de su distribución por edad. La metodología utilizada compara la esperanza de vida de la tabla de mortalidad por todas las causas con la de una tabla construida a partir de unos riesgos de morir en los que se han eliminado determinadas causas de muerte. Esas probabilidades en ausencia de la causa  $i$  ( ${}_n q_x^i$ ), y bajo un supuesto de proporcionalidad, se han estimado mediante:

$${}_nq_x^i = 1 - (1 - {}_nq_x)^{{}_nc_x^i}$$

siendo,

$${}_nc_x^i = \frac{({}_nd_x - {}_nd_x^i)}{{}_nd_x}$$

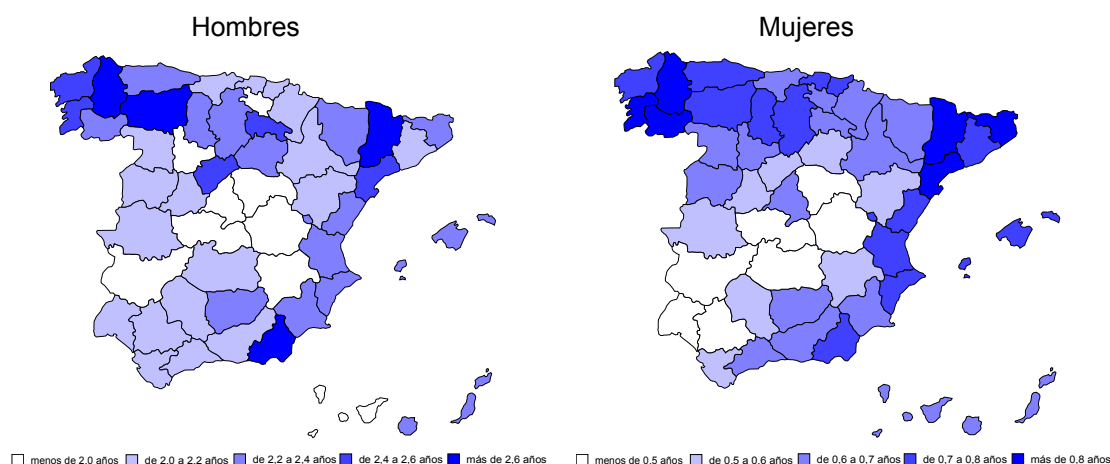
donde,  ${}_nd_x$  son el total de defunciones de un grupo de edad y  ${}_nd_x^i$  las defunciones de ese grupo de edad por la causa de muerte  $i$ .

El resto de las funciones de la tabla se han calculado con las formulas generales, pero partiendo de esas nuevas probabilidades. La comparación con la tabla por todas las causas cuantifica la ganancia de esperanza de vida, absoluta y relativa, que se lograría en el supuesto óptimo de eliminar completamente las causas consideradas como evitables.

Para contextualizar y poder valorar en su justa medida los márgenes de ganancia a escala provincial se ha realizado previamente ese ejercicio para el conjunto de España en el trienio 2000-2002. Durante ese periodo se registraron una media anual de ligeramente inferior a las 52.000 defunciones evitables, de las cuales cerca de 34.000 corresponden a hombres y 19 mil a mujeres, lo que representa un 17,9 y un 11,1 por ciento del total de defunciones de cada sexo, respectivamente. A desigual incidencia por sexo se le añade una diferente distribución interna, ya que en la población masculina las muertes evitables mediante medidas de tipo preventivo representan el 60 por ciento del total, debido al peso de las causas externas y de los tumores broncopulmonares, mientras que en la población femenina el 70 por ciento corresponde a causas tratables médicamente. En conjunto, la supresión de esas causas de muerte hubiese añadido 2,15 años a la esperanza de vida al nacer de los hombres españoles y 0,67 años a la de las mujeres; es decir, un aumento de la vida media del 2,8 y del 0,8 por ciento, respectivamente.

Las ganancias de esperanza de vida por la supresión de las causas evitable dibujan un mapa que presenta claras diferencias con el de las correspondientes tasas estandarizadas (Mapa 6.22). Las mayores ganancias se concentran, en ambos sexos, en el cuadrante noroccidental de la península y en el área del Levante, debido a la alta mortalidad relativa en esas áreas de determinadas causas de muerte, como los accidentes de trafico, de especial incidencia en el colectivo de los adultos-jóvenes. Por el contrario, las ganancias en la Andalucía Occidental, a pesar de las altas tasas de mortalidad por causas evitables, se sitúan entre las más bajas de España, ya que se deben a enfermedades que afectan básicamente a las edades maduras y a las primeras edades ancianas. En este sentido, la supresión de la mortalidad evitable, si bien incrementaría las expectativas de vida de los residentes en las provincias españolas, especialmente en el caso de los hombres, no comportaría una reducción significativa de sus desigualdades espaciales, ya que la dispersión de los valores provinciales sería similar a la observada en el trienio 2000-2002, e incluso ejercería en cierta medida un efecto de signo contrario, al acentuar la dicotomía espacial entre el norte y el sur peninsular.

Mapa 6.22: Ganancia de esperanza de vida al nacer resultante de eliminar las causas de muerte evitables, 2000-2002.  
(en años)



Nota: Véase en el apéndice 3 del capítulo 5 las edades y las causas que se han considerado como evitables.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos del anexo B.11.

Las anteriores cifras indican que el potencial de mejora asociado al control de las causas evitables es muy modesto en las mujeres, por los tramos de edad considerados y por su nivel de mortalidad, mientras que es mayor en los hombres al concentrarse en el núcleo de la sobremortalidad adulta-jóven y al incidir también las edades maduras. Por lo tanto, en el futuro el logro de ganancias significativas en la vida media de la población y la reducción de sus desigualdades espaciales deberá ser el resultado de un proceso más gradual y generalizado de descenso y convergencia en las tasas de mortalidad en las edades maduras y, sobre todo, en las avanzadas.

#### 6.4.4 Algunos estudios ecológicos sobre desigualdades territoriales de mortalidad

En España se han realizado diversos estudios sobre las desigualdades espaciales a escala de Comunidades Autónomas o de provincias<sup>379</sup>, desde análisis generales<sup>380</sup>, a otros

<sup>379</sup> Las investigaciones infraprovinciales se han centrado básicamente en la escala municipal, aunque también se han realizado estudios generales para el conjunto de España sobre la base de áreas pequeñas (J. Benach et al.: 2001: *Atlas de mortalidad en áreas pequeñas en España, 1987-1995*; Centro Nacional de Epidemiología: 2006: *op. cit.*)

<sup>380</sup> En el primer grupo destacan los dos atlas publicados en España de mortalidad por cáncer y otras causas a escala provincial (G. López Abente et al.: 1984: *Atlas del cáncer en España, 1975-1977*; G. López Abente et al.: 1996: *Atlas de mortalidad por cáncer y otras causas en España 1978-1992*)

que han centrado su atención en algunas causas de muerte<sup>381</sup>. A continuación se enuncian las conclusiones de algunos de esos estudios, que desde enfoques ecológicos, han formulado modelos explicativos de los diferenciales territoriales de mortalidad en los últimos decenios a partir de variables del entorno<sup>382</sup>.

En un estudio pionero, J. Canela<sup>383</sup> cuantificó que el 70 por ciento de la variabilidad en los riesgos de morir entre las Comunidades Autónomas en el periodo 1977-79 se podía explicar en función de tres factores. El primero, de desarrollo económico, configuraba una dicotomía entre el norte y el sur peninsular, y estaba relacionado con desigualdades en los riesgos de morir por diabetes, enfermedades isquémicas y cardiovasculares, y suicidios. El segundo factor, de "medio ambiente" explicaba las diferencias en las tasas por accidentes de tráfico, tumores respiratorios, bronquitis y asma, contraponiendo un área de alta incidencia en la cornisa del Cantábrico y Extremadura, con una de baja en Aragón, Baleares y Madrid. El tercer factor, de tipo social (migraciones, estilos de vida, hábitos de consumo) explicaba la diferente posición de la España interior y litoral en la mortalidad por cirrosis y cáncer broncopulmonar por un lado, y el tumor de estómago por otro.

En el trabajo de M. Blanco y M. Farré<sup>384</sup> se analizaron las causas de muerte que explicaban las diferencias provinciales de mortalidad masculina en el bienio 1980-81. Las regiones de baja mortalidad, que eran aquellas con una menor incidencia de las causas digestivas y los tumores, constituían un grupo homogéneo caracterizado por un menor impacto de los hábitos nocivos ligados a los modos de vida urbanos, en los que el consumo de tabaco y alcohol era elevado. La importancia de los factores ligados al comportamiento era fundamental, mientras que la distribución de la oferta sanitaria, el nivel de instrucción y las variables relacionadas con la renta tenían escaso poder explicativo, aunque "pueden explicar fenómenos particulares como la evolución negativa de las regiones industriales en crisis de la franja cantábrica" (M. Blanco et al; 1991; p. 160).

Por su parte, M. Trifiro<sup>385</sup> constató que las desigualdades interprovinciales de mortalidad se concentraban entre los 45 y los 65 años por tumores y causas del aparato circulatorio y digestivo<sup>386</sup>, y respondían a condiciones colectivas o "entornos" de riesgo diferenciados<sup>387</sup>.

---

<sup>381</sup> J. R. Banegas Banegas (1993: *op. cit*)

<sup>382</sup> No se consideran los trabajos que se ciñen exclusivamente a correlaciones simples entre variables que sintetizan el grado de desarrollo socioeconómico y los niveles generales de mortalidad. Por ejemplo, A. Higuera Arnal (1991: *Mortalité et changement social en Espagne (1975-1988)*) o C. Faus-Pujol (1991: *Morbidité-mortalité en Espagne*), entre otros.

<sup>383</sup> J. Canela (1985: *Análisis comparativo de la mortalidad por causas en España y otros países durante el periodo 1977-1979*)

<sup>384</sup> M. A. Blanco y M. Farré (1991: *Niveaux et causes de mortalité dans les provinces espagnoles*)

<sup>385</sup> M. C. Trifiro (1991: *La mortalité différentielle dans les provinces espagnoles. Causes de décès et facteurs de risques chez les adultes*)

<sup>386</sup> El análisis se circunscribe a los riesgos de morir entre los 45 y los 65 años, ya que estas edades determinan la configuración espacial de la mortalidad general, y es la etapa de la vida en que se manifiestan más claramente los efectos nocivos del entorno y de las pautas y hábitos de consumo.

Las desigualdades entre sexos estaban relacionadas con comportamientos diferenciales, mientras que las espaciales se explicaban por la variabilidad de ciertos indicadores sociales (empleo, instrucción), del sistema de salud (infraestructura médica, gasto sanitario) y de las condiciones de vida (básicamente de hábitos de consumos). En su opinión, los diferenciales territoriales estaban "ligados a diferencias socio-culturales entre las provincias, más que a diferencias de nivel económico o de entorno físico" (M. C. Trifiro; 1991; p. 76).

Una investigación más específica fue la de O. López Ríos, A. Mompart y G. Wunsch<sup>388</sup> centrada en el impacto del sistema de salud sobre los diferenciales provinciales de mortalidad. Su modelo estadístico consideraba como variable exógena principal el grado de desarrollo económico, entendido como la reconversión de una economía industrial extensiva de mano de obra a una economía industrial de baja intensidad de mano de obra y de expansión del sector terciario, y dos variables de control, por un lado, el desarrollo social, que recogía las mejoras en las condiciones de vida, y por otro lado, la estructura por edades de la población. El sistema de salud se consideraba tanto desde el punto de vista de la oferta, medida en términos de infraestructura sanitaria, como de la demanda. Los resultados mostraron el papel que el desarrollo económico provincial jugaba sobre el desarrollo social y la infraestructura sanitaria, así como el impacto de la oferta de servicios sanitarios sobre la utilización del sistema de salud; es decir, la oferta creaba la demanda sanitaria. En relación con la variable a explicar, se constató que a mayor grado de desarrollo social menor mortalidad, aunque el resultado más sorprendente fue la relación que se establecía entre el uso de los recursos sanitarios y diferenciales de mortalidad, pues "contrariamente a lo que cabría esperar, la relación entre estas dos variables es positiva: ¡cuanto más se utilizan los sistemas de salud, más elevada es la mortalidad! (O. López Ríos et al; 1992; p. 374). Ese resultado, aparentemente contradictorio, habría que matizarlo, como afirman los propios autores, usando un modelo explicativo más amplio que incluyese también la morbilidad que, al influir tanto sobre la utilización del sistema de salud como sobre la propia mortalidad, podría modificar la anterior conclusión.

---

<sup>387</sup> A partir de las variables explicativas identifica cuatro "entornos territoriales" que son:

- las provincias del noroeste que se caracterizan por una fuerte proporción de población agrícola, una estructura por edad envejecida, un elevado porcentaje de viviendas con deficiencias, y un elevado consumo de pan y de pastas.
- Madrid, Baleares y las provincias industriales del este y del norte, con elevada concentración de población, alto porcentaje de trabajadores en el sector secundario y mayor nivel de vida.
- las provincias del centro-norte con un matrimonio tardío, un nivel de instrucción alto, una concentración de equipamientos sanitarios y un elevado consumo de proteínas animales.
- las provincias del sur y las Islas Canarias que presentan temperaturas altas, una fecundidad superior, altas proporciones de analfabetismo y de paro, y un consumo elevado de grasas. Dentro de este contexto es posible distinguir un subconjunto de transición formado por Extremadura, Andalucía Oriental, Castilla-la Mancha y Murcia que, si bien tienen características de entorno del contexto sur, presentan valores más moderados en ciertos factores como el consumo de grasas.

<sup>388</sup> López Ríos, O. et al (1992: *Système de soins et mortalité régionale: une analyse causale*)

Estos estudios, que intentan desentrañar la interacción entre los factores del medio y la salud de los individuos, constituyen uno de los pilares sobre los que sustentan las políticas encaminadas a mitigar y controlar los efectos negativos del entorno y del comportamiento sobre el estado de salud de los individuos. No obstante, no resuelven todas las cuestiones que se plantean, ya que la respuesta, finalmente, debe buscarse por otros caminos "prenant en compte des personnes et non des populations, considérant les phénomènes de façon longitudinale et non pas transversale" (D. Noin; 1993; p. 374)<sup>389</sup>.

---

<sup>389</sup> D. Noin (1990: *L'étude géographique de la mortalité: bilan et problèmes*)

---

**Parte III**

**MORTALIDAD Y DINÁMICA DEMOGRÁFICA**  
**De la transición demográfica a los escenarios de futuro**





## **7 LA MORTALIDAD EN LA DINÁMICA DEMOGRÁFICA DEL SIGLO XX**

El descenso de la mortalidad trasciende el plano individual para proyectarse de forma agregada sobre la dinámica demográfica y la estructura etaria de la población. En sus fases iniciales constituyó un factor básico y necesario para el crecimiento demográfico: por un lado, un porcentaje cada vez mayor de los miembros de cada cohorte sobrevivía a la infancia alcanzando las edades reproductivas; por otro lado, un mayor número de individuos sobrevivía a la mortalidad ordinaria con el consiguiente efecto positivo sobre el crecimiento natural. Posteriormente, la progresiva concentración de las mejoras de supervivencia en las edades avanzadas y el aumento de la longevidad han devenido un factor de envejecimiento de las estructuras poblacionales, que ha repercutido en el crecimiento vegetativo de la población, al aumentar el número de individuos expuestos a riesgos de morir más elevados.

El objetivo de este capítulo es analizar algunas de esas relaciones. En el primer apartado se describe la evolución de la población española en el siglo XX y su transición demográfica. A continuación, se analiza el papel de las mejoras de supervivencia en la reproducción, o reemplazo, de las generaciones españolas. En el segundo apartado se analizan los cambios en la estructura por edades, especialmente el envejecimiento de la población. En relación con este aspecto, se cuantifica el impacto que ha tenido el descenso de las tasas de mortalidad en las últimas cuatro décadas sobre la evolución de los efectivos en las edades maduras y en las avanzadas.

### **7.1 De la transición demográfica a la reproducción de las generaciones**

En la última centuria, la población española ha experimentado un fuerte crecimiento, de los 18,5 millones de personas censadas en 1900 a los poco menos de 41 millones del censo de 2001. Ese aumento, que para el conjunto del periodo equivale a una tasa del 7,5 por mil anual, presenta diferentes fases de aceleración y desaceleración. A grosso modo podemos distinguir tres grandes etapas. La primera, que se corresponde con el periodo de la transición demográfica, abarca la mayor parte del siglo XX con tasas de crecimientos intercensales entre el 7 y el 11 por mil anual. La segunda etapa, en las dos últimas décadas del siglo XX,

se caracteriza por una ralentización del ritmo de crecimiento, con tasas alrededor del 4 por mil anual, y por una inversión en el papel de los componentes demográficos. Así, en los años ochenta el 85 por ciento del aumento de la población fue por crecimiento vegetativo, mientras que en la década de los noventa el saldo migratorio representó el 80 por ciento. En la tercera etapa, el modelo que emerge a finales de la década de los noventa se consolida, con tasas de crecimiento anuales del 13 por mil en el periodo 2001-04, basadas en el aporte de contingentes del extranjero, que representaron casi un 90 por ciento del aumento de la población española durante ese periodo.

### *7.1.1 Crecimiento y transición demográfica en el siglo XX*

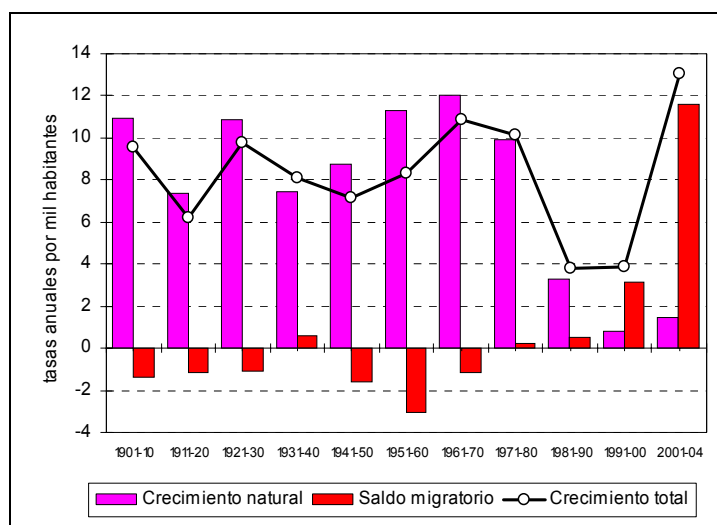
La evolución de la población es el resultado de la combinación de dos componentes: por un lado, el crecimiento natural, o diferencia entre nacimientos y defunciones; por otro, el crecimiento migratorio, o saldo entre inmigrantes y emigrantes. Ambos pueden operar en un mismo sentido o, como ha sucedido en España en muchos periodos del siglo XX, en sentidos opuestos. El Gráfico 7.1 muestra que la dinámica demográfica española ha estado hasta el periodo más reciente determinada por el componente vegetativo, ya que los saldos migratorios fueron más reducidos que el crecimiento natural, aunque relevantes en las décadas centrales del siglo XX.

En relación con el componente migratorio, los flujos al exterior, tal como sucedió a finales del siglo XIX y en los primeros quinquenios del siglo XX, actuaron como válvulas de escape en periodos en los que la estructura productiva y económica del país era insuficiente para hacer frente a una población en progresión<sup>390</sup>. En las décadas centrales del siglo, el modelo de desarrollismo franquista provocó un excedente en la fuerza de trabajo agraria que se tradujo en un incremento de los flujos migratorios tanto internos, con un trasvase de población del campo a las ciudades y de las regiones menos desarrolladas a las más industrializadas, como externos, que se vieron favorecidos por una demanda de mano de obra poco cualificada en los países de la Europa Occidental después de la Segunda Guerra Mundial. A pesar de esos flujos, la población española mantuvo tasas de crecimiento relativamente elevadas, al coincidir con periodos de elevada natalidad. Los años sesenta ejemplifican esa dinámica demográfica, al darse el mayor ritmo de crecimiento intercensal del siglo, del orden de 10,5 por mil anual, fruto de un crecimiento vegetativo del 12 por mil y de un saldo migratorio del -1,5 por mil.

---

<sup>390</sup> Entre 1901 y 1915 cerca de 1,9 millones de españoles emigraron al exterior a través de los puertos españoles, de los cuales el 78 por ciento con destino a América.

Gráfico 7.1: Componentes del crecimiento de la población española. 1901-2004.



Nota: Las tasas se han calculado sobre poblaciones, nacimientos y defunciones corregidas.

Fuente: elaboración propia.

A partir de mediados de los años setenta, más claramente desde la década de los ochenta, se produce una transformación en la dinámica poblacional que rompe con la anterior historia demográfica española. Por un lado, el menor ritmo de crecimiento natural propio de una fase postransicional se ha visto intensificado en España por una drástica caída en los niveles de fecundidad y por un aumento sostenido en el número de óbitos debido al progresivo envejecimiento de las estructuras etáreas. Por otro lado, se ha producido una inversión en el saldo migratorio con el exterior, adquiriendo un peso cada vez más determinante en la evolución demográfica. En un primer momento, se frenó el ritmo de salidas de españoles al extranjero y aumentó el de retornos debido a los efectos de la crisis petrolífera de 1973 en las economías occidentales, que se tradujo en una contracción de la demanda de mano de obra y en la adopción de medidas restrictivas de los flujos de entrada en los países receptores. En el cuatrienio 1970-73 se produjeron 412 mil salidas frente a 308 mil retornos, con un saldo negativo total de 103 mil personas; mientras que en los siguientes cuatro años las salidas se redujeron a 95 mil y los retornos aumentaron hasta los 337 mil, con un saldo positivo próximo al cuarto de millón de personas<sup>391</sup>.

En la actualidad, los flujos migratorios con el exterior responden a una nueva realidad, la configuración de España como un país de inmigración. Las cifras son elocuentes: de los 353 mil extranjeros del Censo de 1991 al millón y medio del Censo de 2001, o los casi 2 millones del Padrón Continuo a 1 de enero de 2002. La inmigración ha reemplazado al crecimiento vegetativo como motor demográfico, ya que en los años noventa la tasa intercensal de crecimiento natural fue de tan sólo un 0,75 por mil anual, mientras que el saldo migratorio se

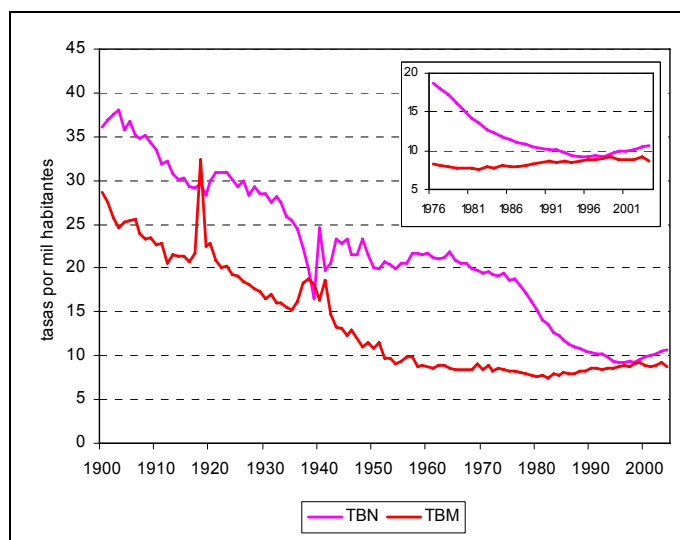
<sup>391</sup> Dirección General de Migraciones (1996: *Anuario de migraciones 1994*)

situó en el 4,2 por mil anual, con una clara concentración en la segunda mitad de la década. En el primer quinquenio la población española creció en 676 mil personas, un 60 por ciento por saldo migratorio; mientras que en el segundo aumentó en 927 mil, representando las migraciones el 93 por ciento. Los datos más recientes del Padrón Continuo confirman que ese proceso no muestra todavía signos de agotamiento con un aumento de 2,17 millones de extranjeros en el cuatrienio 2002-2005, lo que sitúa el contingente total en 4,14 millones a 1 de enero de 2006, equivalente al 9,3 por ciento de la población residente en España. En los últimos años se ha intensificado esa tendencia con tasas migratorias del 10-11 por mil anual que, junto a una ligera recuperación del crecimiento natural, han provocado que los ritmos de crecimiento de la población hayan sido incluso superiores a los observados en la década de los sesenta y principios de los años setenta.

En relación con el crecimiento natural, en el Gráfico 7.2 se ha representado la evolución de las tasas de mortalidad y de natalidad a lo largo del siglo XX. Los ritmos y las etapas de la transición demográfica permiten identificar tres grandes periodos<sup>392</sup>:

---

Gráfico 7.2: Evolución de las tasas de mortalidad y natalidad. España. 1900-2004.



---

Fuente: elaboración propia.

- 1) El primero abarca la primera mitad del siglo y se caracteriza por un descenso previo y más intenso de la mortalidad que de la natalidad, con tasas de crecimiento natural que en la mayoría de años se situaron entre el 8 y el 11 por mil. Las excepciones son, por un lado, la mortandad ocasionada por la Gripe de 1918, con una tasa de mortalidad del 33 por mil, y, por otro, el descenso de la natalidad y al aumento de la mortalidad en los años de la contienda civil y en la inmediata posguerra. En la primera mitad del Siglo XX

---

<sup>392</sup> Una periodificación más extensa y detallada en Gil, F. y Cabré, A. (1997: *El crecimiento natural de la población española y sus determinantes*) y en R. Puyol (1988: *La población española*)

la tasa de mortalidad se redujo en un 63 por ciento, del 29 por mil al 11 por mil, y la de natalidad en un 42 por ciento, del 34 al 20 por mil.

- 2) El segundo periodo comprende de principios de los años cincuenta a mediados de los setenta, y se caracteriza por ser la etapa de mayor crecimiento natural, con tasas entre el 10 y el 13 por mil anual. La desaceleración en el descenso de la mortalidad, con una caída de la tasa bruta del 22 por ciento entre 1955 y 1975, se vio compensada por una estabilidad de la tasa de natalidad, con valores entre el 19 y el 22 por mil anual. La tendencia secular de descenso de la fecundidad, que había conducido su indicador coyuntural de algo más de 4 hijos por mujer en 1922 a 2,5 a principios de los años cincuenta, se vio interrumpida por un repunte en esos años, alcanzando valores cercanos a tres hijos por mujer a mediados de la década de los sesenta. Son los años del *baby-boom* español, en los que se superaron los 650 mil nacimientos anuales entre 1958 y 1977, con un máximo de casi 700 mil nacidos en 1964.
- 3) El tercer periodo, desde mediados de los años setenta, es el de drástica reducción del saldo vegetativo. El crecimiento natural, que en 1975-76 era del 10 por mil, se reduce de forma acelerada hasta situarse por debajo del 1 por mil de 1994 a 2000, con un valor mínimo del 0,2 por mil en el año 1998. Ese proceso se revela en toda su magnitud si consideramos las cifras absolutas: a mediados de la década de los setenta la diferencia entre nacimientos y defunciones aportaba cada año 375 mil habitantes a la población española, mientras que en 1998 lo hizo en algo menos de 7 mil personas. Las causas son ampliamente conocidas: por un lado, el descenso de los nacimientos por la brusca caída de la fecundidad, de 2,78 hijos por mujer en 1975 a 1,15 hijos en 1998; por otro, el aumento de las defunciones por el envejecimiento de la población. En los últimos años se observa una inversión de la tendencia, situándose nuevamente la tasa de crecimiento natural por encima del 1 por mil anual, debido a una estabilización de la tasa de mortalidad y a una recuperación de la natalidad por un efecto combinado de la inmigración del extranjero, de la presencia de cohortes numerosas en las edades más fecundas, y de un repunte de los niveles de fecundidad de la población<sup>393</sup>.

Como síntesis, señalar que el crecimiento de la población española durante la transición demográfica no abarcó un periodo temporal tan amplio como en otros países europeos, ya que en palabras de J. Nadal, la “plétora demográfica” duró sesenta años, de 1921 a 1980<sup>394</sup>.

### 7.1.2 Supervivencia generacional y reproducción de la población

Las relaciones entre mortalidad y fecundidad, y cómo su combinación determina el esquema de reproducción de una población, no pueden apreciarse a partir de la evolución de las correspondientes tasas de mortalidad y de natalidad. Además, la evolución de los

---

<sup>393</sup> Un análisis de las tendencias recientes de la fecundidad, de sus desigualdades espaciales y del impacto de la inmigración en J. A. Fernández Cordon (2006: *Natalidad y fecundidad en las regiones españolas*)

<sup>394</sup> J. Nadal (1984: *op. cit.*)

nacimientos y de las defunciones depende tanto del nivel de los fenómenos demográficos que los determinan como de los cambios que se producen en la estructura por edades de la población. Para desentrañar esas relaciones es más idóneo utilizar otra óptica y otras metodologías, pasando de los indicadores de momento al análisis longitudinal, y del análisis de la evolución histórica de las tasas brutas al de la reproducción. Ese concepto se refiere a la capacidad de una población de perpetuarse a lo largo del tiempo, reemplazando y sustituyendo las generaciones más recientes a las más antiguas. Esa capacidad, en una población cerrada a las migraciones, es el resultado de la combinación entre los niveles de fecundidad, que renuevan la población, y los de mortalidad, que la extinguen. En un esquema simplificado, pero operativo, la condición de perpetuación se produce si una generación de madres tiene una descendencia que permita asegurar, una vez descontado el efecto de la mortalidad, que un número idéntico de hijas llegarán a ser madres. Por tanto, la lógica de la reproducción es longitudinal, ya que se refiere a la sustitución de generaciones<sup>395</sup>.

En la Tabla 7.1 se presentan los indicadores de fecundidad y de reproducción para una de cada cinco generaciones españolas nacidas de 1900 a 1950. La descendencia final presenta una trayectoria descendente propia del tránsito a un régimen demográfico moderno, con una progresiva reducción de la dimensión familiar<sup>396</sup>. Esa adecuación del proyecto familiar se produce de forma suave sin las oscilaciones que presenta la fecundidad del momento sobre la que inciden los ajustes de los calendarios reproductivos a las coyunturas históricas y a las condiciones socioeconómicas. En una primera fase, la descendencia final se redujo un 33 por ciento, de 3,28 a 2,52 hijos, entre las mujeres nacidas en 1900 y 1925. En las cohortes nacidas en los años treinta se observa un ligero incremento al coincidir sus edades más fecundas con el entorno de alta fecundidad de los años sesenta y principios de los setenta. A pesar de ese repunte, las transformaciones culturales y sociales de las últimas décadas, especialmente en el papel de las mujeres, actúan como motor de una nueva contracción de la dimensión familiar, que se observa ya en la cohorte de 1950 con 2,17 hijos por mujer. Esa tendencia se ha acentuado en las generaciones más recientes por una coyuntura económica poco favorable para los jóvenes que ha retrasado la edad de emancipación y de formación de la familia. Las mujeres catalanas ejemplifican ese cambio en las pautas reproductivas, ya que tres de cada cuatro mujeres nacidas en 1952 habían tenido su primer hijo antes de los 30 años, mientras que para las nacidas en 1972 el porcentaje se redujo al 20 por ciento. Si bien una parte de la descendencia postergada puede recuperarse a edades más avanzadas, como se constata en el fuerte incremento de las tasas de

---

<sup>395</sup> Estos indicadores pueden calcularse sobre datos del momento, aunque pierden gran parte de su sentido, ya que el recurso a la generación ficticia presupone que las cohortes tendrán a lo largo de su vida la fecundidad y la mortalidad del periodo sobre el que se calcularon.

<sup>396</sup> Una aproximación a la reproducción de las generaciones españolas, centrada en el papel de la fecundidad, en J. A. Fernández Cordon (1977: *op. cit.*). Una visión más amplia de la reproducción dentro de un sistema demográfico, el catalán, en A. Cabré (1989: *op. cit.*)

fecundidad por encima de los 30 años, no es menos cierto que la intensidad y la persistencia del retraso en la maternidad dejará sentir su huella en esas generaciones<sup>397</sup>.

Tabla 7.1: Fecundidad y reproducción de las generaciones españolas.

Generación	DF	EMM	R	R <sub>0</sub>	R <sub>15</sub>	R <sub>30</sub>
1900	3,28	30,1	1,60			
1910	2,84	30,0	1,39	0,87	1,01	1,12
1915	2,65	30,2	1,29	0,84	0,97	1,13
1920	2,55	30,2	1,24	0,85	0,95	1,13
1925	2,52	30,3	1,23	0,90	0,96	1,14
1930	2,62	30,1	1,28	0,99	1,09	1,21
1935	2,69	29,5	1,31	1,04	1,18	1,25
1940	2,56	28,9	1,25	1,01	1,16	
1945	2,40	28,2	1,17	1,02	1,10	
1950	2,17	27,3	1,06	0,96	1,01	

Fuente: DF y EMM hasta la generación 1930, J. A. Fernández Cordon (1977: *op. cit.*), para las posteriores, A. Cabré et al (2001: *Evolución futura de la actividad en España*); resto de indicadores elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad generacionales.

En términos de reproducción, de sustitución de madres por hijas, interesa aquella parte de la descendencia de sexo femenino; la conocida como tasa bruta de reproducción (R). Su trayectoria es idéntica a la observada en la descendencia final, al depender de la relación de masculinidad al nacer que es relativamente constante en torno de 105-106 niños por cada 100 niñas. En todas las generaciones su valor es superior a la unidad, con una tendencia descendente a largo plazo de las 1,6 hijas por mujer de la generación 1900 a las 1,06 hijas de la de 1950. Pero, no todas las mujeres de una generación alcanzan las edades fecundas y, por tanto, están en condición de ser madres. Los altos riesgos de morir en la infancia y la adolescencia provocaban que esa sustracción fuese muy intensa en las generaciones más antiguas. En esas cohortes, a pesar de su mayor descendencia, la tasa neta de reproducción se situó por debajo de la unidad, no garantizándose el reemplazo entre generaciones<sup>398</sup>. No

<sup>397</sup> Un campo de estudio de la fecundidad es su contrario la infecundidad, es decir el porcentaje de mujeres que concluyen su vida fértil sin hijos. En el aumento de la infecundidad en los países occidentales intervienen factores relacionados con decisiones voluntarias de las mujeres, pero también el proceso de retraso en la maternidad, ya que conforme avanza la edad los factores biológicos limitativos de la fertilidad son cada vez más importantes, lo que ha derivado en un mayor recurso a las técnicas de reproducción asistida. Una forma indirecta de medir ese fenómeno es a partir de la evolución de la multiplicidad de los partos, que presenta una tendencia plana entre mediados de los años setenta y de los noventa, entre el 0,8 y el 1,0 por ciento del total de partos eran múltiples, para aumentar posteriormente de forma sostenida hasta porcentajes en torno del 1,8 por ciento en la actualidad.

<sup>398</sup> La tasa neta de reproducción se calcula ponderando las tasas de fecundidad por la probabilidad de sobrevivir a las diferentes edades fecundas. Para grupos de edad quinquenales la fórmula es:

$$R_0^g = 5 \cdot 0,488 \times \sum_{x=15}^{45} \left( f_{x,x+n}^g \times \frac{L_{x,x+n}^g}{l_0^g} \right)$$

obstante, fue produciéndose una progresiva compensación entre los dos fenómenos que intervienen en el mecanismo de reproducción, ya que mientras la descendencia final fue reduciéndose, la tasa neta fue aumentado, ya que cada vez un mayor número de mujeres alcanzaba su etapa reproductiva. La cohorte de españolas nacidas en 1950 es un ejemplo con una aproximación entre sus tasas bruta y neta de reproducción, de 1,06 y 0,96 hijas, respectivamente.

La tasa neta de reproducción fue inferior a la unidad en las generaciones más antiguas y cercana a ese valor en las del segundo cuarto del siglo, pero el crecimiento de la población española, descontado el efecto migraciones, fue sostenido y continuado. ¿Cómo explicarlo? El ciclo madres→hijas→madres debe considerar también las mejoras de supervivencia entre la generación de las madres y de las hijas, ya que, en un periodo de fuerte descenso de la mortalidad, en relación con sus progenitoras, un menor contingente de hijas dará lugar a un mayor número de madres<sup>399</sup>. En las mujeres nacidas en las primeras décadas del siglo la mayor mortalidad que refleja su tasa neta de reproducción se vio más que compensada por las mejoras en las probabilidades de sobrevivir entre el nacimiento y la edad de ser madres de las generaciones de sus hijas. La tasa neta de reproducción a los 30 años fue de 1,12-1,14 para las mujeres nacidas entre 1910 y 1925, y superó el valor de 1,2 en las cohortes de 1930 y 1935. Esas generaciones fueron las que se vieron inmersas en su infancia y adolescencia en la guerra civil y la posguerra, mientras que sus hijas, nacidas en los años sesenta, gozaron de un contexto de mortalidad claramente favorable.

Para las generaciones más recientes, las nacidas a partir de los años cincuenta, sobre todo de los años sesenta, el panorama será radicalmente diferente. A pesar de no haber finalizado aún su ciclo reproductivo, puede plantearse la hipótesis, a partir de los datos disponibles, de que algunas cohortes reducirán su descendencia entorno de 1,5-1,6 hijos por mujer, lo que equivale a una tasa bruta de reproducción de 0,7-0,8 hijas por mujer. Si bien la pérdida directa por efecto de la mortalidad será poco significativa<sup>400</sup>, también lo será el efecto compensador de la mayor supervivencia de las hijas respecto de sus madres, debido a los bajos riesgos de morir antes de los 30 años. Los valores de  $R_0$  y  $R_{30}$  se situarán cada vez

---

Una aproximación a la función neta de maternidad se obtiene a partir de la probabilidad de sobrevivir a la edad media a la maternidad. De esta manera se simplifica el cálculo mediante:

$$R_0^g = R^g * \frac{l_{EMM}^g}{l_0^g}$$

<sup>399</sup> Para medir ese efecto se pondera la tasa neta de reproducción por una relación que cuantifica la mayor supervivencia de las hijas respecto de sus madres, es la tasa neta de reproducción a la edad  $x$ . Esa relación a los 30 años entre la generación de hijas y madres es un indicador del efecto del descenso de la mortalidad sobre la reproducción de una población. Por tanto:

$$R_{30}^g = R_0^g * \frac{l_{30}^{g+EMM}}{l_{30}^g}$$

siendo EMM la edad media a la maternidad de las madres.

<sup>400</sup> Para la última generación disponible, la de 1973, el 97 por ciento de los efectivos femeninos sobrevive a los 30 años.



más próximos a los niveles de R, finalizando el desplazamiento de la mortalidad a la fecundidad como determinante de la reproducción de la población<sup>401</sup>.

## 7.2 Mortalidad y estructura por edades de la población

A lo largo del siglo XX, en paralelo al crecimiento de la población se ha producido una profunda transformación de su estructura por edades, con una reducción del peso relativo de los jóvenes y un aumento del de los mayores. Los menores de 15 años representaban en 1910 el 34 por ciento de la población, en 1960 el 27,6 por ciento y, según los datos del censo de 2001, se situaban por debajo del 15 por ciento a principios de este siglo. Por contra, los ancianos han incrementado su participación en el conjunto de la población, de poco más de un 5 por ciento en 1910 a un 17 por ciento en 2001.

### 7.2.1 La emergencia de la “cuarta edad”

Los cambios en la estructura por edades se pueden medir a partir de un conjunto de indicadores de tendencia central, que sintetizan la distribución por edades de la población (Gráfico 7.3). La edad media de la población española tiene una tendencia muy estable en las primeras décadas del siglo, entorno de los 28 años en los hombres y de los 29,5 años en las mujeres. En los años cuarenta y cincuenta se observa una primera fase de aumento, para estabilizarse en los siguientes dos decenios en los 31-32 años en los hombres y en los 33-35 años en las mujeres. En ese periodo se produjo una compensación entre la mortalidad, que tendía a incrementar esa edad por la mayor supervivencia a edades maduras, y la natalidad, que actuaba en sentido contrario al aumentar los efectivos de niños y jóvenes. Finalmente, desde principios de los años ochenta se asiste a una segunda fase alcista, que desemboca en una edad media de los españoles de 38,8 años y de las españolas de 41,5 años en 2003. Tres factores explican ese aumento intenso y sostenido: a) la reducción de los efectivos de

---

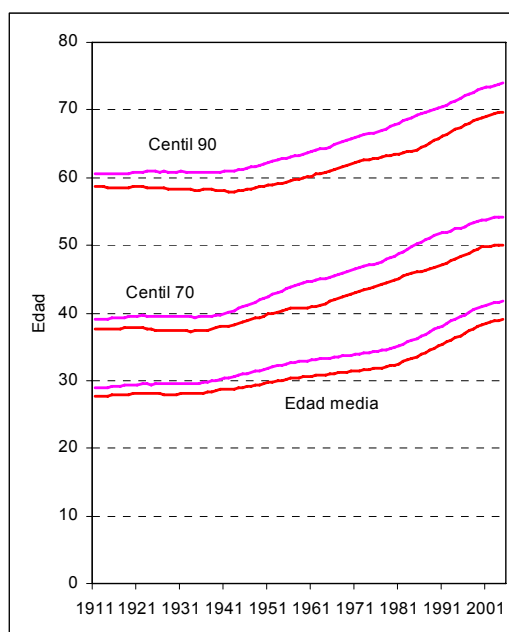
<sup>401</sup> Este esquema se completa, en sus repercusiones sobre el crecimiento o decrecimiento de la población, considerando el efecto del descenso de la mortalidad sobre el conjunto de años vividos por cada generación, es la conocida como tasa de reproducción de los años vividos (L. Henry: 1965: *Reflexions sur les taux de reproduction*). Las series españolas no permiten su cálculo ya que es necesario disponer de la esperanza de vida al nacer de la generación de las madres y de la de sus hijas. A. Cabré (1989: *op. cit.*) realizó un sugestivo ejercicio de prospección de ese indicador para las generaciones españolas y catalanas nacidas en las primeras décadas del siglo XX.

menor edad por el descenso de la natalidad; b) el desplazamiento hacia las edades adultas de las generaciones nacidas en los años del *baby-boom* español; y, c) la progresiva concentración de las ganancias de esperanza de vida en edades cada vez más avanzadas.

La edad media presenta algunas limitaciones, ya que está afectada por los valores extremos de la distribución, sobre todo los inferiores que dependen de las oscilaciones a corto plazo de la natalidad, y, en menor medida, por la edad en que se sitúa el grupo abierto de población. Por este motivo, es más interesante el uso de otros indicadores, como los percentiles 70 y 90, que permiten cuantificar por debajo de qué edades se encuentra el 70 y el 90 por ciento de la población, o de forma inversa qué edad tiene el 30 y el 10 por ciento de los efectivos de más edad. Ambos indicadores presentan una trayectoria ascendente en la segunda mitad del siglo XX, que se ha visto acompañada por un creciente distanciamiento entre sexos. En 1911 la estructura de la población de España era muy joven: el 70 por ciento de los habitantes tenía menos de 39 años y el 90 por ciento menos de 59 años. Cuatro décadas más tarde, en 1951, a pesar de un ligero incremento, aún no se habían operado cambios de gran calado: el 70 por ciento se situaba por debajo de los 41 años (39,8 años en los hombres y 42,2 en las mujeres) y el 90 por ciento tenía menos de 61 años (58,8 y 62,2 años, respectivamente). Es a partir de los años cincuenta cuando se produjo un aumento sostenido de la edad de los efectivos de mayor edad. En la actualidad el 30 por ciento de los hombres tiene más de 50 años y el 10 por ciento más de 69,8 años, cifrándose esas edades en 54,3 y 73,9 años en las mujeres.

---

Gráfico 7.3: Indicadores de estructura de la población española. 1911-1998.



Nota: en azul las mujeres, en rojo los hombres. Edad media calculada con un grupo abierto en 90 años y más.

Fuente: elaboración propia.

---

El envejecimiento de la población presenta una serie de rasgos que se han sintetizado en la Tabla 7.2, donde se recoge la evolución en las últimas décadas de los efectivos de ancianos y de los cambios en su estructura interna. Sus características básicas son:

- 1) Un aumento de los efectivos de ancianos y de su peso relativo. La población de 65 y más años se ha incrementado un 170 por ciento en los últimos 40 años, de los 2,54 millones de 1961 a los 6,83 de 2001. A pesar de ello, su peso relativo sólo se ha duplicado, ya que inicialmente se compensó por el incremento de la natalidad de los años sesenta y setenta. En los últimos decenios desaparece ese efecto al contraerse la base de la pirámide por la caída de la fecundidad. La combinación de doble envejecimiento, por la base y por la cúspide de la pirámide poblacional, explica que el peso de los ancianos haya aumentado en más de cinco puntos porcentuales en las dos últimas décadas, del 11,2 por ciento de 1981 al 16,9 por ciento de 2001<sup>402</sup>.
- 2) El proceso ha revestido una mayor intensidad en los segmentos de más edad, con un crecimiento del colectivo de la “cuarta edad”, es decir de los mayores de 85 años, del 430 por ciento, de los 130 mil de 1961 a los 688 mil de 2001. Las diferencias de ritmo han alterado la propia estructura interna de la población anciana, con un proceso que se define como de “envejecimiento dentro del envejecimiento”. En 1960 el 66,5 por ciento de los mayores españoles tenía de 65 a 74 años de edad y sólo un 5,1 por ciento superaba los 85 años; mientras que en 2001 esos porcentajes eran del 57,2 y del 10,1 por ciento, respectivamente.

Tabla 7.2: Envejecimiento y estructura de la población anciana. España. 1961-2001.

	1961	1971	1981	1991	2001
Población anciana	2.537.350	3.324.095	4.227.915	5.345.947	6.827.114
% total	8,3%	9,7%	11,2%	13,7%	16,9%
(65-75) / (65+)	66,5%	66,1%	62,9%	59,0%	57,2%
75-85 / (65+)	28,4%	28,4%	31,0%	32,7%	32,8%
85+ / (65+)	5,1%	5,5%	6,2%	8,3%	10,1%
Feminización 65+	145	144	146	143	138
Feminización 85+	228	222	223	227	231

Nota: la feminización es el número de mujeres por cada 100 hombres del mismo grupo de edad. Indicadores calculados sobre poblaciones censales corregidas y retrotraídas a 1 de enero del respectivo año.

Fuente: elaboración propia.

- 3) Una feminización de la tercera edad, mayor cuanto más avanzada es la edad, como consecuencia del desigual impacto de la Guerra Civil y la posguerra en las cohortes nacidas durante las primeras décadas del siglo XX y, fundamentalmente, por el efecto acumulativo a lo largo de la vida de las desigualdades de supervivencia entre sexos. La combinación de ambos factores explica que el grado de feminización para el conjunto de la población anciana se mantenga relativamente estable, incluso disminuyendo en

<sup>402</sup> En los últimos años se ha producido un ligero rejuvenecimiento de la estructura por edades de la población a raíz del incremento de la natalidad y de la llegada de población extranjera.

los últimos decenios, mientras que para los efectivos de más edad su mayor nivel se combina con una tendencia ligeramente creciente.

### *7.2.2 Una aproximación al papel de la mortalidad en el envejecimiento reciente*

La estructura por edades refleja la historia demográfica de una población, del devenir de la natalidad, la mortalidad y las migraciones en los cien años previos. Estos fenómenos imprimen su huella en las pirámides poblacionales: la natalidad determina los contingentes iniciales de las sucesivas generaciones; la mortalidad marca sus ritmos de extinción; y las migraciones añaden o sustraen efectivos en los diferentes tramos de edad. El resultado es la presencia de generaciones, más o menos numerosas, que van desplazándose por las sucesivas edades, modificando el perfil de la pirámide. El análisis de los cambios en la estructura por edades debería considerar cada uno de esos fenómenos. No obstante, las interrelaciones que se establecen entre ellos, unido a la carencia de información sobre migraciones, dificulta la labor de cuantificar el papel desempeñado por cada uno de ellos en el envejecimiento de la población española en las últimas décadas.

El objetivo que se plantea se limita a analizar el impacto de la mortalidad, especialmente en la evolución de la población madura y anciana. La metodología debía cumplir con el requisito de permitir realizar, aunque fuese de forma indirecta, una aproximación al impacto de las mejoras de supervivencia sobre los efectivos de población, con independencia de aquella parte de variación debida a la evolución del resto de los fenómenos demográficos, y de la interrelación entre ellos y las estructuras poblacionales. El método que se ha utilizado se fundamenta en las técnicas de proyección y cuantifica el efecto en cada una de las últimas cuatro décadas de los avances en la supervivencia sobre los efectivos de población española, obviando el papel que desempeñaron la natalidad y las migraciones. El inconveniente de la presencia de cohortes con diferentes efectivos numéricos, fruto de las fluctuaciones de la natalidad, se ha soslayado partiendo en cada década de un contingente estándar inicial de 10.000 personas en cada edad simple y sexo. El punto de partida es la población que a 1 de enero del primer año de cada década tiene de 0 a 79 años de edad, que se corresponde con la de 10 a 89 años a finales de la década<sup>403</sup>. Al efectivo inicial se le aplican durante todo el decenio las probabilidades de supervivencia del año inicial de la década<sup>404</sup>, obteniendo los

---

<sup>403</sup> La contribución de la mortalidad en los primeros años de vida no se ha considerado ya que el periodo sobre el que incide su descenso es inferior al decenio. Tampoco ha sido posible realizar este ejercicio para los grupos de 80 y más años al principio de la década, es decir los de 90 y más años diez años más tarde, ya que las tablas de mortalidad se han calculado con un grupo de edad abierto en 90 años y más.

<sup>404</sup> En términos estrictos se ha aplicado una probabilidad que es la media de tres años, centrada sobre el año inicial de cada decenio. De esta manera se evita que las probabilidades estén sujetas a un componente de fluctuación anual, es decir que coincidan con una año de mortalidad relativamente elevada, o baja, en relación con la tendencia del periodo.

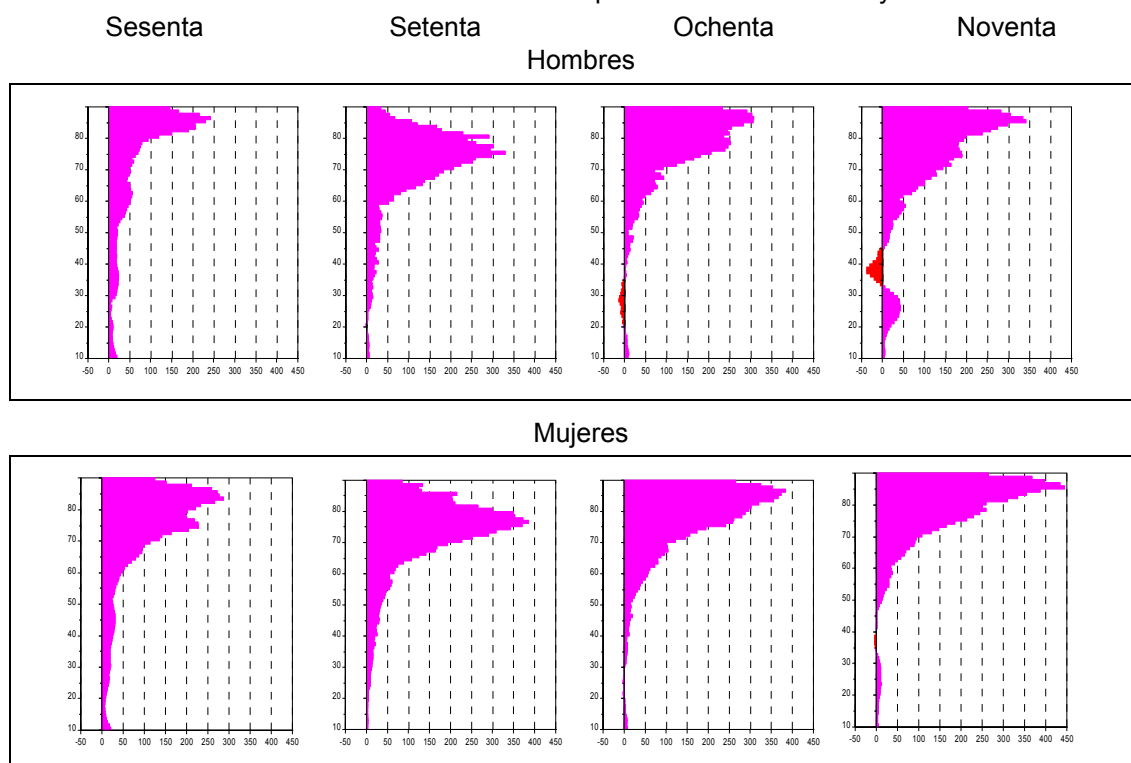
efectivos que hubieran sobrevivido diez años más tarde de haberse mantenido constantes los riesgos de morir. A continuación, se vuelve a realizar el proceso utilizando esta vez las probabilidades de supervivencia reales que se derivan de las tablas de mortalidad calculadas para cada año de la década. La contribución de la mortalidad al incremento de la población no es más que la diferencia entre los efectivos que se obtienen a mortalidad variable y los calculados previamente a mortalidad constante. La fórmula empleada es:

$$\text{var } S_{x+10}^{t+10} - \text{cta } S_{x+10}^{t+10} = 10.000 \times \left[ \prod_{i=0}^9 Z_{x+i}^{t+10} - \prod_{i=0}^9 Z_{x+i}^t \right]$$

donde  $\text{var } S_{x+10}^{t+10}$  son los supervivientes a mortalidad real,  $\text{cta } S_{x+10}^{t+10}$  a mortalidad constante y  $Z_{x+i}^t$  las probabilidades de supervivencia anuales entre la edad cumplida  $x$  y  $x+1$ .

La imagen que se desprende de la representación gráfica de las ganancias de efectivos muestra el impacto del reciente descenso de la mortalidad en las edades avanzadas sobre el envejecimiento por la cúspide de la pirámide, cuantificado a partir de una población estándar teórica (Gráfico 7.4). De su análisis se extraen las siguientes conclusiones:

Gráfico 7.4: Ganancias de efectivos por las mejoras decenales de mortalidad sobre un estándar teórico inicial de 10.000 personas en cada sexo y edad.



Nota: la edad hace referencia a la edad que tienen los individuos al final del decenio.

Fuente: elaboración propia.

- 1) Las ganancias por el descenso de los riesgos de morir se han mantenido, incluso han aumentado ligeramente, a pesar de que los niveles de mortalidad son cada vez más bajos. La reducción de la mortalidad en los años sesenta añadió un 0,8 por ciento más de efectivos a la población española mayor de 10 años, mientras que en las décadas más recientes su aportación se ha situado entre el 0,9 y el 1 por ciento decenal.
- 2) Esas ganancias no se han distribuido de idéntica manera por edad y por periodo. Obviamente, han sido más importantes en las edades maduras y avanzadas, ya que los descensos absolutos de los riesgos fueron mayores, al incidir sobre niveles de partida más elevados. La mayor supervivencia de la población se manifiesta en un progresivo desplazamiento del grueso de las ganancias a edades más avanzadas, repercutiendo en un sobreenviejamiento del colectivo de ancianos. Si tomamos como referencia la población que al final de cada decenio tenía de 70 a 89 años, la mejora de la supervivencia en los años sesenta aportó un 3,2 por ciento más de efectivos y en los años noventa un 3,6 por ciento.
- 3) En las edades adolescentes y adultas-jóvenes los aportes de efectivos, que aún eran apreciables en los años sesenta, han dejado de ser relevantes. En los gráficos se observa también el impacto en términos de efectivos de la crisis de sobremortalidad adulta-joven, especialmente en los hombres, cuyo mayor impacto se dio en los grupos más jóvenes a principios de los años noventa. En la última década, la reducción de los accidentes de tráfico y el descenso de la mortalidad por SIDA se traducen en una recuperación de efectivos en los grupos de menor edad, aunque el componente generacional de la patología del SIDA desplaza las pérdidas a las siguientes edades.
- 4) La existencia de fuertes contrastes entre ambos sexos en las ganancias absolutas de efectivos, superiores en las mujeres, y en su distribución por edad, lo que provoca una feminización de la vejez muy acusada en las edades más avanzadas. Los gráficos de las dos últimas décadas muestran el impacto que han tenido los avances en la supervivencia por encima de los 75 años en las mujeres. El descenso de las tasas de mortalidad en los años noventa ha aumentado los efectivos teóricos femeninos de 85 a 89 años en un 8,2 por ciento, mientras que en los hombres fue del 6,5 por ciento.

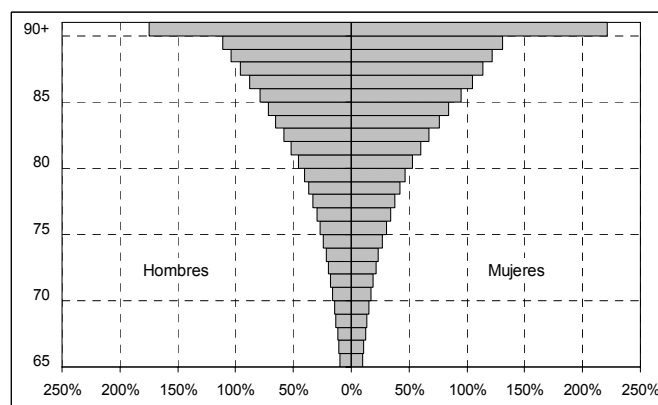
En los anteriores párrafos se ha analizado el efecto decenal del descenso de la mortalidad utilizando un efectivo “tipo” en cada sexo, edad y década. Pero, ¿cuál ha sido el impacto numérico sobre los efectivos de ancianos? Para responder a esta cuestión se ha realizado un ejercicio similar pero considerando globalmente el periodo 1960-1999, lo que permite analizar sus efectos a largo plazo. La población española de 65 años y más a 1 de enero de 2000 sería de 5,07 millones de personas, tomando como población de partida los efectivos que tenían 25 y más años el 1 de enero de 1960, bajo el doble supuesto de ausencia de migraciones y mortalidad constante con los riesgos de morir medios del trienio 1959-61. Esos efectivos ascienden a 6,58 millones al introducir el comportamiento real de la mortalidad durante las últimas cuatro décadas. El efecto de las migraciones para el conjunto del periodo puede considerarse como despreciable, ya que la población mayor de 65 años a 1 de enero de 2000 era de 6,57 millones, valor inferior en sólo 10.000 personas al obtenido a partir de la población de 1960 con mortalidad variable y migraciones nulas. Por lo tanto, la ganancia que puede imputarse a las mejoras de supervivencia es de 1,51 millones de personas, lo equivale a un 30 por ciento de la población anciana en 2000. Su intensidad es desigual en uno y otro sexo, con un incremento del 25 por ciento de los efectivos masculinos de 65 y más años (550 mil personas) y de un 33 por ciento de los femeninos (961 mil). En los

hombres las mayores ganancias absolutas se concentran entorno de la edad 75 y en las mujeres alrededor de los 85 años. En la población de 90 y más años los aportes de población han sido considerables, ya que las generaciones que han alcanzado esas edades se fueron beneficiando a lo largo del periodo de las sucesivas mejoras de supervivencia en las edades maduras y avanzadas.

Como esas ganancias se dan sobre unos efectivos decrecientes con la edad, resultan más ilustrativos los incrementos relativos que han representado. Los valores que se obtienen son espectaculares, trazando una exponencial en función de la edad (Gráfico 7.5). En las mujeres el descenso de la mortalidad ha aportado del 10 al 15 por ciento más de efectivos entre los 65 y los 69 años, del 50 al 85 por ciento entre los 80 y los 85 años, manteniéndose la progresión hasta alcanzar el 220 por ciento en las mayores de 90 años. La razón estriba en que el impacto del descenso de la mortalidad entre 1960 y 1999 ha sido menor en las mujeres que tienen 65 años en 2000 que en las de 85 años, pues en las primeras abarcó su adultez, donde los riesgos absolutos son menores, mientras que en las segundas se correspondió con su madurez y vejez.

---

Gráfico 7.5: Incremento de los efectivos de población madura y anciana por el descenso de la mortalidad de 1960 a 1999. España en miles.



Nota: La edad hace referencia a la edad de los individuos a 1 de enero de 2000.

Fuente: elaboración propia.

---

En este capítulo se ha puesto de relieve el papel de la mortalidad en la evolución y en la estructura de la población española a lo largo del Siglo XX. A continuación, se elaboran diferentes escenarios de futuro con el fin de analizar cuál puede ser su efecto sobre la evolución a medio y largo de plazo de los contingentes de población anciana.





## 8 SUPERVIVENCIA Y EFECTIVOS DE ANCIANOS

La imprevisibilidad de la reciente dinámica demográfica, especialmente la eclosión de la inmigración extranjera, se refleja en las proyecciones de población para la España del siglo XXI<sup>405</sup>. Las realizadas en los años noventa dibujaban un panorama en el que a duras penas se alcanzaban los 35 millones de habitantes a mediados del presente siglo, mientras que la vigente proyección del INE en su escenario de referencia estima una cifra de 53 millones<sup>406</sup>. A pesar de prever un mayor crecimiento poblacional, persiste una honda preocupación sobre las consecuencias que las pautas demográficas de los últimos decenios tendrán, en un futuro que se vislumbra cada vez más próximo, en el mercado laboral, el gasto sanitario y asistencial, y los sistemas redistributivos, entre otros aspectos de la vida social y económica.

La dinámica demográfica pasada trasciende el presente y se proyecta de cara al futuro, ya que la evolución y la estructura de la población española en los próximos decenios está, en gran medida, condicionada por su actual pirámide de población. La elevada inercia que caracteriza a las estructuras poblacionales es difícilmente modificable a menos que se produzcan drásticas variaciones en la mortalidad, lo cual es poco deseable, y/o de la fecundidad, lo cual es poco probable. Una alteración substancial del perfil de la pirámide por la vía del otro componente, es decir de la aportación de población del exterior, requeriría de unos flujos de tal magnitud y con tal carácter selectivo en función de la edad que tampoco es previsible que se produzcan<sup>407</sup>. Por tanto, las fluctuaciones de la natalidad española durante la segunda mitad del siglo pasado, con el tránsito entre las generaciones plenas del *baby-boom* y las vacías del *baby-bust*, dibujan un futuro de fuertes oscilaciones en la distribución por edades de la población, a medida que transiten por el perfil de la pirámide generaciones con grandes diferenciales numéricos de partida. Esa evolución plantea importantes retos sociales y económicos, al combinarse demandas crecientes de determinados segmentos de la población, sobre todo la anciana, con cambios en los volúmenes y en la composición de la

---

<sup>405</sup> A. Cabré (2005: *Nuevos horizontes demográficos para el siglo XXI*)

<sup>406</sup> Una revisión de las proyecciones en F. Zamora (2001: *Proyecciones de la población española*) y en A. Blanes et al (2003: *Projeccions de població de Catalunya i Espanya. Anàlisi i avaluació*)

<sup>407</sup> Diversos estudios han señalado que la migración internacional, si bien puede mitigar algunas de las consecuencias que se derivan del envejecimiento demográfico de los países occidentales, no puede frenar dicho proceso (División de Población de Naciones Unidas: 2000: *Replacement Migration: Is It a Solution to Declining and Ageing Populations?*)

fuerza de trabajo. Es la propia sostenibilidad, a partir de la segunda y de la tercera décadas del siglo XXI, de aquellos pilares que configuran el Estado del Bienestar, como las pensiones y la sanidad, el objeto de un intenso debate social y político<sup>408</sup>. Dicho debate se centra en qué medidas adoptar para anticiparse a los retos que afrontará la sociedad española conforme accedan a las edades de jubilación las cohortes nacidas en los periodos de alta natalidad y se localicen en los grupos etáreos de mayor participación laboral las generaciones menos numerosas nacidas en las postrimerías del siglo pasado<sup>409</sup>.

El volumen y las ratios numéricas entre los efectivos de población es sólo una parte de la ecuación, ya que intervendrán otros aspectos como los niveles de actividad de la población, especialmente de las mujeres y de los jóvenes<sup>410</sup>, los relacionados con el empleo y la productividad, o la legislación sobre la edad y los requisitos de cotización y jubilación<sup>411</sup>. No obstante, al factor demográfico se le otorga un papel crucial, como se constata en una creciente demanda de proyecciones, que abarca desde las orientadas a la planificación de bienes y servicios, a los ejercicios prospectivos que ilustran acerca de las consecuencias de determinadas tendencias demográficas<sup>412</sup>, convirtiéndose en elementos de concienciación frente a escenarios que son considerados poco “deseables”. En esas proyecciones, salvo algunas excepciones, se ha focalizado más la atención sobre los efectivos en edad activa, que sobre los volúmenes de población en edad avanzada. Un ejemplo son las proyecciones realizadas para cuantificar los niveles de fecundidad e inmigración necesarios para garantizar determinados contingentes en edad laboral, así como las relaciones de dependencia que se derivarían de diversos supuestos de evolución demográfica. Si bien todas las proyecciones han constatado los importantes incrementos que se producirán en los efectivos de población anciana, el tratamiento de la mortalidad, es decir del fenómeno clave en la evolución futura de ese colectivo, ha sido, la mayoría de las veces, menos profundo, y se han explorado menos variantes, que en la fecundidad o en las migraciones<sup>413</sup>.

---

<sup>408</sup> El debate se materializó en la firma del Pacto de Toledo de 1995, al alcanzarse un amplio acuerdo parlamentario encaminado a implementar las reformas necesarias para garantizar la sostenibilidad del sistema de pensiones y de seguridad social.

<sup>409</sup> Este fenómeno es generalizable al conjunto de la Unión Europea, aunque sus ritmos y fases varían en función de la historia demográfica de cada país, especialmente en relación con el momento del *baby-boom*, y con la intensidad y persistencia de la posterior caída de la fecundidad. Para el conjunto de la UE-15, la oficina estadística europea estima, en su escenario de referencia, un incremento entre 2004 y 2031 del 56 por ciento en la población de 65 y más años y del 89 por ciento en la de 80 y más años, elevándose dichos porcentajes hasta el 77 y el 182 por ciento en el año 2051 (EUROSTAT: 2004: *EUROPOP2004: 'EUROstat Population Projections 2004-based'*)

<sup>410</sup> J.A. Fernández Cordón (1996: *Demografía, actividad y dependencia en España*; 2000: *Àpendix: El futur de la població espanyola. Simulació en tres escenaris*); A. Cabré et al (2001: *op. cit.*)

<sup>411</sup> J.A. Herce y A. Alonso (2000: *La reforma de les pensions davant la revisió del Pacte de Toledo*)

<sup>412</sup> Algunos ejemplos son los escenarios demográficos al horizonte del 2050 para la población del País Vasco (Eustat: 2002: *Escenarios demogràfics. 2050*) y para la de Galicia (Instituto Galego de Estatística: 2004: *Proxeccións da poboación de Galicia 2002-2051*)

<sup>413</sup> En sus últimas proyecciones el INE ha tratado la dimensión crecimiento de la población, formulando una única hipótesis de mortalidad y de fecundidad y dos escenarios migratorios. En otros países, como en Alemania o en Suiza, o en las proyecciones realizadas por EUROSTAT, se aborda también

## 8.1 La mortalidad: del pesimismo al optimismo

El punto de partida de este capítulo es una revisión de las hipótesis de mortalidad en el marco de las proyecciones de la población española realizadas por diversos organismos e investigadores. Esa revisión a posteriori de las hipótesis y su ajuste al futuro previsto, una vez éste se convierte en presente, tiene un interés material, ya que si se pretende afinar en los instrumentos predictivos y metodológicos debe comprobarse los resultados que con ellos se han obtenido hasta el presente. En la Tabla 8.1 se han recopilado las hipótesis centrales de mortalidad de algunas de las proyecciones elaboradas y publicadas para España en los últimos treinta años, así como el último valor observado en la esperanza de vida al nacer en el momento de su realización, en el caso de disponer de esa información. Los datos son elocuentes y muestran una continua reformulación al alza de los supuestos de mortalidad a medida que su evolución era más favorable que la prevista. No deja de ser significativo que hasta las proyecciones más recientes la visión que imperaba en relación con la evolución de la mortalidad era la contraria que en la fecundidad, ya que las hipótesis en relación con ese fenómeno se han caracterizado por su optimismo una vez confrontadas con la realidad.

Las proyecciones realizadas en los años noventa representaron una ruptura con las del decenio anterior, cuando las mejoras previstas eran escasas, cuando no nulas. No obstante, se continuó pensando que el margen de ganancias era muy modesto por la baja mortalidad en la infancia y en la adolescencia y por la progresiva concentración de las defunciones en las edades avanzadas. En esas proyecciones se estimó una vida media que oscilaba, según autores, entre 76 y 78 años para los hombres y entre 83,5 y 85,2 años para las mujeres en el horizonte del año 2020: es decir, incrementos entre el 2 y el 4 por ciento en relación con los valores disponibles al realizarlas<sup>414</sup>. Las proyecciones más recientes prevén progresos más significativos en la vida media de los españoles, sobre todo en los hombres, al superarse en el año 2050 en algunos casos la barrera de los 81 años en los hombres y al situarse en torno de los 88 años en las mujeres.

En relación con los diferenciales de vida entre sexos la tendencia más generalizada era considerar que se mantendrían elevados, o que incluso se incrementarían, mientras que en las proyecciones más recientes se prevé una contracción. Un ejemplo lo constituyen las dos últimas proyecciones del INE, con un diferencial a largo plazo de esperanza de vida al nacer entre sexos próximo a los 8 años en la difundida en 2001 y de 6 años en la de 2005. Es decir, previsiones realizadas por el mismo organismo en un lapsus de tan sólo cuatro años postulan futuros muy contrastados en relación con las desigualdades de mortalidad entre sexos.

---

una segunda dimensión, construyendo escenarios de menor o mayor envejecimiento demográfico a partir de diferentes hipótesis de fecundidad y de mortalidad.

<sup>414</sup> La esperanza de vida de 2004, con 76,8 años en los hombres y 83,5 años en las mujeres, ha alcanzado ya el límite inferior de los valores previstos en los años noventa para el 2020.

Tabla 8.1: Hipótesis de mortalidad en las proyecciones de España.

	Último valor	1995	2000	2010	2020	2025	2030	2050
<b>Hombres</b>								
Leguina (1974)	1970 68,9		69,8					
INE (1981)	1975 70,4	70,8						
De Miguel y Agüero (1986)	1981 72,5	73,6	73,6	73,6	73,6	73,6	73,6	73,6
INE (1987)	72,5	72,5	72,5					
Inst Demografía (1994)	73,3	75,1	75,8	76,7	77,5	77,8		
INE (1995)	1990 73,3	73,2	74,1	75,3	76,0			
Fdz Córdón (1996)	1991 73,4	74,1	75,0	76,1	76,9	77,2	77,5	78,2
EUROSTAT (2000)	74,9		74,9	75,9	77,0	77,6	78,0	79,0
ONU (2001)			75,4	76,4	77,4	77,8	78,2	79,8
Fdz Córdón (2000)	75,0		75,3	76,4	77,2	77,5	77,8	78,5
INE (2001)	1996 74,7		75,5	76,6	77,3	77,6	77,7	77,7
Cabré et alt (2001)	1996 74,8		75,4	76,8	77,9	78,4	78,9	
ONU (2004)				76,9	78,2	78,8	79,4	81,4
EUROSTAT (2005)				77,6	79,1	79,7	80,2	81,4
INE (2005)	2002 76,6		78,3	79,8	80,4	80,4	80,9	81,0
ONU (2006)			78,0	79,2	79,8	80,4	80,4	82,3
<b>Mujeres</b>								
Leguina (1974)	1970 74,4		75,9					
INE (1981)	1975 76,2	76,8						
De Miguel y Agüero (1986)	1981 78,6	79,7	79,7	79,7	79,7	79,7	79,7	79,7
INE (1987)	78,6	78,6	78,6					
Inst. Demog. (1994)	79,7	81,4	82,1	82,9	83,6	83,9		
INE (1995)	1990 80,4	81,2	81,9	83,0	83,7			
Fdz Córdón (1996)	1991 80,5	81,2	81,9	82,9	83,7	83,9	84,1	84,6
EUROSTAT (2000)	82,1		82,1	83,3	84,2	84,5	84,7	85,0
ONU (2001)			82,3	83,1	83,9	84,3	84,7	86,3
Fdz Córdón (2000)	82,1		82,4	83,4	84,0	84,3	84,5	85,0
INE (2001)	1996 81,9		82,7	84,3	85,1	85,4	85,5	85,5
Cabré et alt (2001)	1996 81,9		82,6	84,0	85,2	85,6	86,0	
ONU (2004)				84,1	85,3	85,9	86,4	88,3
EUROSTAT (2005)				84,4	85,9	86,5	86,9	87,9
INE (2005)	2002 83,6		84,8	86,0	86,5	86,5	86,9	87,0
ONU (2006)			84,5	85,7	86,2	86,2	86,8	88,6

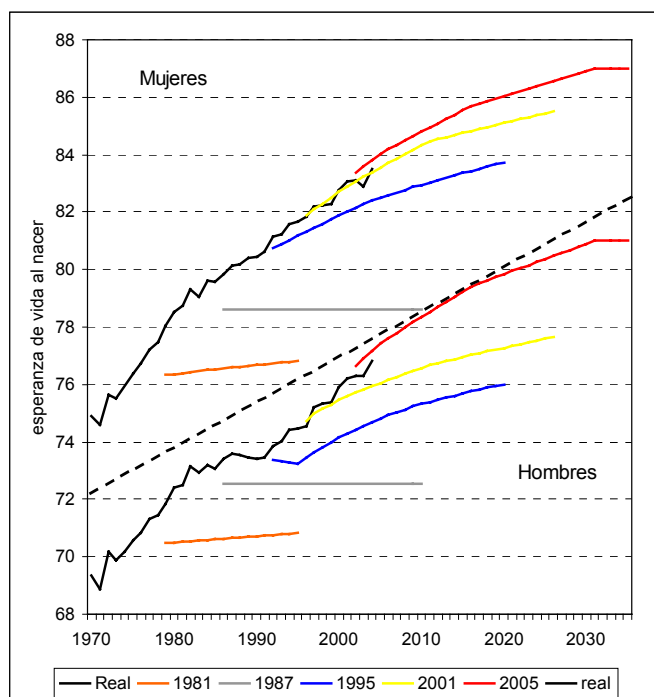
Nota: si se formula más de una hipótesis se elige aquella que se considera como media o de referencia.

Fuente: J. Leguina (1974: *El futuro de la población española*); INE (1981: *Proyección de la población de España para el periodo 1978-1995*); C. De Miguel y I. Agüero (1986: *Evolución demográfica y oferta de fuerza de trabajo*); INE (1987: *Proyección de la población de España para el periodo 1980-2010*); Instituto de Demografía (1994: *op. cit.*); INE (1995: *Proyección de la población de España a partir del Censo de 1991*); EUROSTAT (2000: *op. cit.*); J. A. Fernández Córdón (1996: *op. cit.*); ONU (2001: *op. cit.*); J. A. Fernández Córdón (2000: *op. cit.*); INE (2001: *op. cit.*); A. Cabré et alt (2001: *op. cit.*); ONU (2004: *World Population Prospects: The 2004 Revision*); EUROSTAT (2004, *op. cit.*); INE (2005: *Proyecciones de la población de España a partir del Censo de 2001*); ONU (2006: *World Population Prospects: The 2006 Revision*).

Para visualizar esos aspectos, se ha graficado la evolución de la esperanza de vida de la población española y la prevista en las sucesivas proyecciones del INE (Gráfico 8.1). Como se aprecia a simple vista los avances en la supervivencia de la población española han sido sistemáticamente superiores a los previstos. Esa diferencia fue elevada en las proyecciones publicadas en los años ochenta, ya que la realizada por el INE para el periodo 1978-95 estimaba una vida media de las mujeres de 76,8 años para mediados de la década de los noventa, cuando en dicha fecha se alcanzaron los 81,8 años: es decir, cinco años más de los inicialmente previstos. En los hombres el negativo comportamiento de los riesgos de morir de

los adultos más jóvenes provocó que la desviación cometida fuese menor, aunque no por ello dejó de ser significativa, al subestimar en 3,5 años la ganancia de esperanza de vida. No obstante, el caso extremo lo constituyó la posterior proyección para el periodo 1980-2010 en la que, a pesar de constatar que se estaban produciendo avances en la mortalidad, el INE justificaba el uso de una hipótesis de mortalidad constante con las siguientes palabras: “la situación de la mortalidad (...) hace difícil que a corto plazo vayan a conseguirse nuevos aumentos apreciables en la esperanza de vida al nacimiento” (INE: 1987: *op. cit.*: p. 16).

Gráfico 8.1: Evolución y proyección de la esperanza de vida al nacer.



Fuente: elaboración propia a partir del anexo A.1 y de las publicaciones del INE.

Los posteriores avances en la esperanza de vida de los españoles, la concentración de las ganancias de años en las edades avanzadas y la preocupación por las repercusiones del envejecimiento provocó que se replanteasen las hipótesis de mortalidad en los años noventa. A pesar de ello, la proyección difundida en 1995, apoyada en datos observados hasta 1990, subestimó nuevamente los ritmos de mejora, ya que en 1997 la esperanza de vida observada superó en casi medio año a la prevista. Las proyecciones elaboradas en esa década todavía no habían constatado el incipiente descenso que se estaba produciendo en los cocientes de mortalidad en las edades más avanzadas, predominando aquellas visiones que establecían unos límites de vida media poblacional alrededor de los 85 años para el agregado de ambos sexos. Las proyecciones más recientes, tanto las del instituto estadístico nacional como las

elaboradas por diversos organismos internacionales, han significado una primera ruptura de los límites tradicionales en las mujeres. Así, la vigente proyección del INE prevé para el año 2031 una vida media de 81 años en los hombres y de 87 años en las mujeres<sup>415</sup>, lo que representa, sobre todo en los hombres, una sustancial mejora en relación con los niveles previstos en la proyección realizada en 2001, en la que se estimaron para esa fecha 3,3 años menos de vida media en los hombres y 1,5 años menos en las mujeres. No obstante, al mantener constantes esos valores a largo plazo, los niveles previstos para el año 2051 por el INE son inferiores a los estimados por la División de Población de Naciones Unidas, tanto en la tanda de proyecciones de 2004 como en la más reciente de 2006, o por la oficina estadística de la Unión Europea.

Pero, ¿cómo han repercutido las desviaciones en las hipótesis de mortalidad en los resultados de las proyecciones de la población española?

- En primer lugar, han incidido sobre la propia previsión del crecimiento poblacional, ya que han sobrestimado el número de óbitos. En la proyección INE de 1981 se estimó para el periodo 1980-95 un total de 5,9 millones de defunciones cuando se registraron 5,1 millones de óbitos, lo que representa una desviación media anual de 55 mil defunciones. La proyección del periodo 1993-2001, difundida en el año 1995, presentó una desviación similar, de unas 53 mil defunciones/año. El aumento en los próximos decenios de los efectivos de población sometidos a riesgos de morir más elevados, como consecuencia del propio envejecimiento de las estructuras etáreas, provocará que desviaciones de menor magnitud en las hipótesis de mortalidad se traduzcan en mayores discordancias entre las cifras de defunciones reales y proyectadas.
- En segundo lugar, al concentrarse las defunciones en las edades avanzadas se han subestimado de forma progresiva y creciente los efectivos de mayores. Ese fenómeno ha sido común al resto de países occidentales como desveló un estudio comparativo internacional, en el que se cifraba el sesgo en el resultado de las proyecciones en una infravaloración sistemática de la población de 65 años y más del orden del 0,5 por ciento anual y de cerca del 1 por ciento en los mayores de 85 años. El efecto acumulativo provocaba que, a largo plazo, los efectivos reales de ancianos superasen a los proyectados en un 60 por ciento, alcanzándose infravaloraciones de hasta un 300 por ciento en la población de 85 y más años<sup>416</sup>. Esa subestimación también puede ser importante a corto y medio plazo, como se observa a partir de los resultados de las proyecciones realizadas en España. Las elaboradas por el INE en la década de los ochenta, vistas 20 años más tarde, infravaloraron los mayores de 65 años en casi un millón de personas la primera (INE-1981) y en 800 mil la segunda (INE-1987). Incluso la divulgada en el año 1995, con base de partida en el Censo de 1991, estimó para el

---

<sup>415</sup> Si bien equivale a una ganancia de 3,4 años en las expectativas de vida de las mujeres españolas, ese valor se encuentra cercano al observado hoy en día en Japón, ya que se prevé una esperanza de vida al nacer en 2050 que sólo supera en 1,4 años la observada actualmente en las japonesas.

<sup>416</sup> National Research Council (2001: *Preparing for an Aging World: The Case for Cross-National Research*)

1 de enero de 2001 un contingente de 6,69 millones de ancianos, cuando en esa fecha se alcanzó una cifra de 6,83 millones.<sup>417</sup>

La anterior mirada al pasado nos aboca a una cuestión clave, ¿cuál es la sensibilidad de los resultados de las proyecciones, especialmente en las edades avanzadas, a las hipótesis de supervivencia? o, en otras palabras, ¿qué representa optar entre uno u otro escenario de mortalidad?<sup>418</sup> Aunque en un próximo apartado se elaboran tres hipótesis de futuro de la mortalidad, para responder a esta pregunta<sup>419</sup> se ha considerado más idóneo utilizar alguna de las tablas de referencia existentes, más concretamente la tabla límite de J. Duchêne y G. Wunsch<sup>420</sup>. Como toda tabla modelo no deja de ser una construcción teórica formulada a partir de una serie de supuestos, en menor o mayor medida, discutibles. Los subyacentes en esa tabla son una vida máxima de 115 años, un cociente de mortalidad el primer año de vida del 2 por mil, la ausencia de riesgos de morir antes de los 37 años, y la eliminación a partir de esa edad de todas las causas de muerte exceptuando aquellas ligadas al envejecimiento biológico. Bajo esas premisas, la esperanza de vida al nacer alcanzaría los 91,4 años, y a la edad 65 los 26,8 años, sobreviviendo hasta los 92,1 años la mitad de la cohorte, y celebrando su centenario el 12,3 por ciento de los efectivos iniciales.

Para testar la sensibilidad, se ha procedido a determinar el incremento de efectivos de población anciana femenina que se obtendrían si los actuales cocientes de mortalidad de las mujeres españolas tendiesen de forma lineal hacia los de la tabla de referencia. A partir de un algoritmo de proyección se ha calculado la diferencia entre las cifras de mayores de 65 años a mortalidad constante con los riesgos observados en el bienio 2003-2004 y los que se derivarían de sucesivos escenarios de mejora de un cuarto de año en la esperanza de vida al nacer en el horizonte del año 2051. El máximo de ganancia previsto ha sido de 7 años, equivalente a suponer que a mediados de este siglo los riesgos de morir de las españolas estarían cerca de alcanzar los niveles de la tabla límite Duchêne-Wunsch. Las diferencias relativas entre los efectivos a mortalidad constante y los de los distintos escenarios de mejora permiten cuantificar el impacto de las hipótesis de la supervivencia sobre los contingentes

---

<sup>417</sup> Las diferencias entre los valores proyectados y los reales responden tanto a desviaciones en las hipótesis sobre la evolución futura de la mortalidad y de los otros fenómenos demográficos, como a deficiencias de registro en la población de partida de la proyección y en la población posterior con la que se comparan sus resultados.

<sup>418</sup> Como afirma H. Le Bras, cuantificar el efecto que tiene el comportamiento futuro de los fenómenos demográficos en los resultados de una proyección deviene un ejercicio básico e imprescindible que permite testar la sensibilidad de las hipótesis formuladas (H. Le Bras: 1987: *Nature et limites des prévisions de population*)

<sup>419</sup> La respuesta es compleja, ya que depende tanto del nivel agregado de la mortalidad, medido a partir de la esperanza de vida al nacer, como de su estructura por edad. Así, pueden diseñarse dos escenarios de futuro con una vida media de 88 años: en uno, muy concentrada entorno de esa edad, de tal manera que la práctica totalidad de los miembros de la cohorte la alcanzaría, pero pocos sobrevivirían más tiempo (fuerte rectangularización de la curva de supervivencia); en otro, más dispersa, con un número ligeramente menor de supervivientes a la edad 88 pero con unas mayores expectativas de vida restantes.

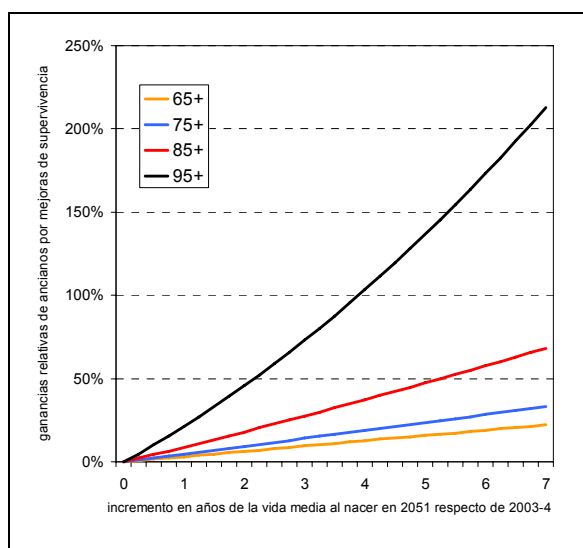
<sup>420</sup> J. Duchêne y G. Wunsch (1988: *From the demographer's cauldron: single decrement life tables and the span of life*)

futuros de población anciana, eliminando el efecto de las actuales estructuras por edad y, en gran medida también, de las migraciones (Gráfico 8.2).

Los resultados muestran que un progreso de 3 años en la vida media de la españolas, bajo los supuestos implícitos en la tabla límite, comportaría un 9,5 por ciento más de mujeres mayores de 65 años en el año 2051, mientras que con un avance de 5 años el incremento sería del 15,8 por ciento, y con una mejora de 7 años se alcanzaría un 22,2 por ciento más de ancianas. El impacto a medio plazo también es muy importante, ya que para el año 2031 representarían, respectivamente, un 4,1, un 6,5 y un 9,2 por ciento más de población femenina de 65 y más años. No obstante, es en la población más anciana donde con mayor intensidad se nota el efecto acumulativo y combinado de reducción de los riesgos de morir y de concentración de los años de vida en edades cada vez más avanzadas. Tomando como referencia los anteriores niveles de esperanza de vida, un incremento de 3 años comportaría un 73 por ciento más de población de 95 y más años en 2051, uno de 5 años un 137 por ciento más, y uno de 7 años elevaría dicho porcentaje hasta el 210 por ciento. Incluso en un supuesto restrictivo, de un avance de tan sólo dos años en la vida media de las españolas, en el año 2051 se alcanzaría un 5,5 por ciento más de efectivos de 65 y más años, y un 40 por ciento más de efectivos de 95 y más años. Es decir, diferencias en las hipótesis de mortalidad inferiores en muchos casos a las desviaciones que se han cometido en el pasado conducirían en el medio y en el largo plazo a unas cifras muy contrastadas tanto de efectivos de ancianos como de su estructura interna.

---

Gráfico 8.2: Sensibilidad a largo plazo de la previsión de efectivos de población anciana femenina a las hipótesis de mortalidad.



Fuente: elaboración propia.

A la luz del análisis de las hipótesis de mortalidad en las proyecciones de población y del estudio de su sensibilidad, se ha considerado relevante realizar un ejercicio prospectivo consistente en la construcción de diversos escenarios de evolución de la supervivencia para



contrastar su efecto sobre los efectivos futuros de población anciana. El objetivo no es tanto el de realizar una previsión más de la población anciana española, a añadir a las ya existentes, sino desentrañar el papel que puede desempeñar la actual estructura por edad de la población y la mortalidad en la evolución de ese segmento de población. En el fondo, cuantificar ese papel reduce una parte de la incertidumbre que se cierne sobre el futuro, ya que muestra aquellos factores que son difícilmente modificables y, por tanto, más previsibles.

## **8.2 Aspectos metodológicos**

La proyección se ha realizado utilizando el método clásico de los componentes, ya que permite formular hipótesis específicas sobre el comportamiento de los distintos fenómenos demográficos, integrando al mismo tiempo las interrelaciones que se establecerán entre ellos y las estructuras poblacionales. Al centrar nuestra atención en la población anciana sólo intervienen las hipótesis de supervivencia y de migración con el exterior, además de la actual estructura por edades de la población española, ya que los efectivos futuros de mayores se corresponden con cohortes presentes en el momento inicial de la proyección.

Los resultados de este ejercicio de futuro se concretan en varios escenarios de evolución de los contingentes de población de 65 y más años que difieren en función de las hipótesis previstas en relación con el comportamiento futuro de la mortalidad, ya que en relación con la migración se ha considerado una única hipótesis. La elección de un horizonte tan lejano permite apreciar con mayor claridad el efecto acumulativo de las mejoras de supervivencia sobre los efectivos futuros de mayores de 65 años. El grado de incertidumbre a ese plazo es muy elevado, como también lo es, tal como la experiencia reciente se ha encargado de recordarnos, el que se cierne sobre el corto y medio plazo, al encontrarse actualmente la sociedad española en un contexto de profunda transformación demográfica. Por lo tanto, más relevantes que las cifras y las magnitudes absolutas, son las variaciones relativas entre los resultados de los distintos escenarios, pues son éstas las que permiten descifrar el efecto de distintos contextos de supervivencia sobre la dinámica poblacional futura.

### **8.2.1 Sobre la población de partida y los flujos migratorios**

La población de partida se corresponde con una estimación postcensal propia datada a fecha 1 de enero de 2005, distribuida por sexo y edad simple hasta 100 y más años. En esa estimación la población española ascendía a 42,97 millones de habitantes, lo que representa un millón de personas menos en relación con los datos del Padrón Continuo, y una cifra muy

similar a la del escenario 1 de la vigente proyección del INE. Los efectivos de mayores eran 7,12 millones de personas, es decir un 3 por ciento menos que en el registro de población. Además, en el colectivo de la población anciana la diferencia entre nuestra estimación postcensal y el Padrón es creciente con la edad, alcanzándose diferencias cercanas al 10 por ciento en los efectivos de 85 y más años<sup>421</sup>.

La inversión del saldo exterior y la eclosión de la inmigración extranjera constituyen, sin lugar a dudas, el principal rasgo de la actual dinámica demográfica española. En el periodo 2000-2005, según datos de la Estadística de Variaciones Residenciales, el saldo exterior de España se situó cercano a los 3 millones de personas, de las cuales el 95 por ciento eran de nacionalidad extranjera (Tabla 8.2). No obstante, los flujos que se derivan de esa fuente y de los contingentes del Padrón Continuo presentan una serie de limitaciones: a) la EVR no consideraba como inmigración las altas por omisión antes del año 2004, lo que explica el salto observado en la serie ese año; b) la información sobre las salidas al extranjero sólo esta disponible a partir del año 2002, y se desconoce cuál es el grado de aproximación real a ese fenómeno; y, c) el reciente proceso de bajas por caducidad introduce un nuevo elemento que todavía enmaraña y dificulta más la cuantificación del volumen de extranjeros residentes en España, y el nivel de sus flujos de entrada y salida.

Tabla 8.2: Migración exterior según la EVR e hipótesis de las proyecciones INE.

	Inmigración		Emigración		Saldo migratorio	Hipótesis proyecciones	
	Españoles	Extranjero	Españoles	Extranjero		Esc 1	Esc 2
2000	31.587	330.881			362.468		
2001	20.724	394.048			414.772		
2002	40.175	443.085	29.674	6.931	446.665	647.867	507.500
2003	40.486	429.524	15.990	9.669	444.351	607.961	460.132
2004	38.717	645.844	13.156	41.936	629.469	507.500	417.449
2005	36.573	682.711	19.290	48.721	651.273	460.132	191.067
2006						417.449	417.449
2007						378.983	191.067

Fuente: elaboración a partir de la EVR del periodo 1998-2005, y de los escenarios 1 y 2 de las vigentes proyecciones de población del INE.

La experiencia reciente ha mostrado la enorme dificultad que representa prever los flujos migratorios, al intervenir sobre ellos una multiplicidad de factores sociales y económicos,

<sup>421</sup> Como se ha mencionado en el apartado de fuentes, el Padrón sobreestima los efectivos de población anciana, lo que explica esa fuerte disparidad con nuestra estimación en las cifras de los más mayores. Desgraciadamente, la comprobación de las cifras de población por edad entre la nuestra estimación postcensal y el escenario 1 de la actual proyección del INE no es factible, ya que el organismo estadístico nacional ha suavizado los efectivos por sexo y edad simple de la población de partida de las proyecciones, eliminando los efectos de las fluctuaciones interanuales de la natalidad de mediados del siglo pasado en el perfil de la actual pirámide de población. Ese proceder, en nuestra opinión de difícil justificación, introduce un artificio de tipo estadístico tanto en la actual estructura por edades de la población como en las futuras.

tanto de los países de origen como de los de destino, además de estar sujetos a cambios legislativos y a la eficacia de las propias disposiciones normativas. Los intentos de regular el fenómeno mediante políticas migratorias orientadas al control de los flujos, sobre la que se sustentaban las hipótesis de las proyecciones realizadas en los años noventa, no cumplieron con sus objetivos, como revelan las continuas modificaciones normativas y los sucesivos procesos de regularización extraordinarios. Entre los factores que suelen aducirse para suponer que los flujos se mantendrán en los próximos años se mencionan: la presencia en el mercado de trabajo de generaciones de nacionales poco numerosas; la segmentación y la complementariedad del mercado laboral<sup>422</sup>; el potencial que representan las reagrupaciones familiares debido a las características sociodemográficas de los actuales efectivos de población extranjera; la demanda de mano de obra en determinados ámbitos del sector terciario y de los servicios personales... No obstante, la alta incerteza que se cierne sobre los factores socioeconómicos, especialmente los relacionados con el crecimiento de la economía a medio plazo, y de la orientación de las políticas migratorias, que se encuentran en el núcleo del debate social y político, dificulta razonar la formulación de hipótesis de migración exterior. A pesar de ello, existe un relativo consenso, fundamentado en la experiencia vivida de los países europeos de amplia tradición inmigratoria, sobre la no sostenibilidad a medio plazo de unos flujos migratorios de magnitud similar a la de los últimos años, considerándose en este sentido que la sociedad española se encuentra en el punto álgido del ciclo migratorio<sup>423</sup>. Por estos motivos, las hipótesis sobre migraciones con el exterior deben considerarse como escenarios que ilustran acerca de las consecuencias que sobre el volumen y la composición por edad de la población española tendrían distintos volúmenes de entradas del exterior<sup>424</sup>.

Los escenarios de futuro de la migración exterior de la vigente proyección del INE se articulan a partir de la formulación de una serie de hipótesis sobre dos aspectos:

- 1) El momento de desaceleración de los flujos de entrada. El organismo estadístico estimó que a corto plazo se produciría un agotamiento del ciclo migratorio, con una caída del saldo neto exterior entre 2002 y 2007 del 41 por ciento en el escenario 1 y del 62 por ciento en el escenario 2. Como se observa en el Gráfico 8.3 esa desaceleración todavía no se ha producido, ya que en el año 2005 las entradas netas registradas en términos

---

<sup>422</sup> A. Domingo (2006: *La immigració actual a Espanya. Aspectes demogràfics*)

<sup>423</sup> Véase, por ejemplo, J. A. Fernández Cordón (2004: *Lo demográfico en el futuro de España*)

<sup>424</sup> Esa incertidumbre quedó ya patente en la proyección INE-2001, realizada en los inicios de la eclosión del fenómeno migratorio, con la formulación de un contrastado abanico de escenarios. En esa proyección el organismo estadístico previó un flujo constante a partir de 2005 de 160 mil inmigrantes/año en la hipótesis de referencia; de 250 mil inmigrantes/año a partir de 2001 en la hipótesis alta; y de reducción progresiva hasta un saldo exterior nulo en el año 2020 en la hipótesis baja. El saldo exterior registrado en la EVR para el conjunto del periodo 2002-2004 ha superado en más de dos veces el previsto en la hipótesis más favorable de esa ronda de proyecciones.

Del mismo modo, la mayoría de institutos de estadística de las Comunidades Autónomas han formulado también escenarios muy confrontados. Por ejemplo, el IDESCAT considera que en el periodo 2003-2030 el saldo migratorio de Cataluña con el extranjero ascenderá a 1,2 millones de personas en su hipótesis de migración media, mientras que en la baja lo reduce a 430 mil individuos y en la alta lo eleva a casi 2 millones (2004: *Projeccions de població de Catalunya (base 2002)*)

de balance de la Estadística de Variaciones Residenciales superaron en más de 190 mil personas a las previstas en el escenario 1 y en 270 mil personas a las del escenario 2.

- 2) La determinación de un nivel de base en el saldo exterior a medio y largo plazo. El INE en su escenario demográfico 1, o de referencia, previó que ese saldo se estabilizaría en torno de las 260 mil entradas netas anuales, lo que equivalía a un contingente total de 11,2 millones de personas para el periodo 2010-2050. Si bien esas entradas anuales representan una fuerte reducción en relación con los valores registrados a principios de este siglo, su elevada magnitud se aprecia al compararlas con las hipótesis centrales de migración exterior elaboradas por las oficinas estadísticas de los otros grandes estados de la Unión Europea. Así, Statistisches Bundesamt (SB) ha previsto 200 mil entradas netas anuales para Alemania; el Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) 150 mil para Italia; el Government Actuary's Department (GDA) 130 mil para el Reino Unido; y el Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE) 100 mil anuales para Francia<sup>425</sup>. En el escenario 2, acorde con las hipótesis formuladas por EUROSTAT, el saldo neto de España se sitúa alrededor de las 100 mil/personas año, lo que equivale a una tasa neta anual de migración exterior entre 2,3 y 2,4 personas por cada mil habitantes residentes en el país. Si bien ese saldo es muy bajo si lo comparamos con el del periodo más reciente, significa que España, junto con Alemania, tendrían la tasa neta de migración más elevada de las previstas por la oficina estadística europea para los principales países de la Unión Europea.

En las proyecciones españolas el tratamiento de las migraciones se ha realizado a partir del saldo migratorio, lo que introduce una limitación en la previsión de la evolución futura de los patrones de migración por edad. Al no tratar de forma independiente la inmigración y la emigración exterior, en gran medida por una falta de información fidedigna sobre este último flujo y por la propia dificultad de formular hipótesis razonadas, no se consideran de forma explícita ni las salidas en las edades adultas ni el posible impacto de procesos de retorno a sus países de origen a medida que accedan a las edades posteriores a la jubilación. Por lo tanto, el tratamiento independiente de la emigración al exterior, con un patrón por edad específico, más concentrado en las edades de la jubilación, reduciría el papel de la migración exterior sobre los efectivos de ancianos a largo plazo.

Al centrarse el interés en la mortalidad, unido a la alta incertidumbre que planea sobre los flujos migratorios, se ha optado por utilizar la previsión del saldo exterior del escenario 1 del INE. No obstante, se han realizado dos modificaciones: por un lado, un desplazamiento temporal del punto de inflexión del saldo para adecuarlo a los últimos datos observados<sup>426</sup>; y,

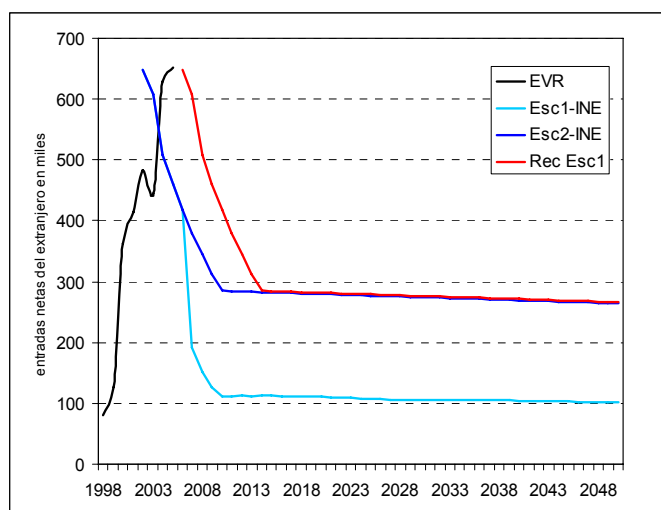
---

<sup>425</sup> Para la referencia de estas proyecciones véase la fuente del Gráfico 8.4

<sup>426</sup> Coincidiendo con la finalización de esta investigación se han conocido los datos del año 2006 sobre flujos migratorios con el exterior de la EVR. Según esa estadística el volumen de entradas a España desde el extranjero, lejos de disminuir, se ha incrementado hasta alcanzar una cifra de 840 mil personas. En contrapartida, también ha aumentado de una forma muy significativa el registro de salidas del territorio nacional, alrededor de 142 mil personas de las cuales el 83 por ciento poseían nacionalidad extranjera. No obstante, la espectacularidad de esa cifra en comparación con los años anteriores puede deberse tanto a una mayor incidencia del fenómeno como a una mejora de su registro. El saldo migratorio resultante de ambos flujos se aproxima a las 700 mil personas, lo que representa un incremento en torno de 50 mil migrantes netos más que en el año 2005.

por otro lado, una distribución por sexo y edad en función de los datos más recientes, los registrados en la EVR del bienio 2004-2005 (Gráfico 8.3). La elección de un saldo exterior elevado tiene la ventaja de que permite constatar que, si bien la inmigración rejuvenece la pirámide de población en términos relativos, al aportar efectivos en las edades adultas y al aumentar los niveles de natalidad, a más largo plazo constituye un factor en el incremento de los efectivos de ancianos, y por tanto de envejecimiento por la cúspide de la pirámide. No obstante, la cuantificación de su papel está condicionada por dos asunciones de partida: a) la identidad en el nivel y en el patrón de mortalidad de la población de nacionalidad española y de la de nacionalidad extranjera; y, b) la inexistencia de movimientos significativos de retorno en las edades avanzadas.

Gráfico 8.3: Evolución y proyección de las entradas netas del extranjero.



Fuente: elaboración a partir de la EVR del periodo 1998-2005, de los escenarios 1 y 2 de la actual proyección de población del INE, y de una rectificación propia del escenario 1 del INE (Rec Esc1).

### 8.2.2 Metodología de la proyección de mortalidad

La proyección de la mortalidad debe considerar dos aspectos, por un lado, su nivel general, reflejado en la esperanza de vida, como indicador sintético de las condiciones de mortalidad a todas las edades y, por otro lado, su estructura o patrón por edad. A grandes rasgos, se han utilizado dos enfoques para su proyección en función de si se utiliza el nivel general o el patrón de mortalidad. En el primero, se proyecta el valor de la esperanza de vida, derivando a posteriori su estructura con la ayuda de tablas tipo de mortalidad. En ese enfoque se tiene un control sobre el nivel agregado, aunque es una aproximación muy rígida ya que es difícil modificar el patrón de la tabla tipo y, además, se ve constreñido por el hecho de que las tablas tipo más usuales ofrecen umbrales máximos de vida media de 85 años en

las mujeres y 79 años en los hombres<sup>427</sup>. En el segundo enfoque, se extrapolan las tasas por edad sobre la base de sus tendencias recientes y de los supuestos que se realicen sobre su evolución futura, obteniéndose a posteriori la esperanza de vida al nacer como síntesis de las condiciones generales de mortalidad. Su ventaja es que permite formular hipótesis sobre las diferentes etapas del ciclo vital, aunque también presenta una serie de inconvenientes: la extrapolación directa de las tendencias, o de los coeficientes de mejora<sup>428</sup>, requiere, a menudo, introducir pivotes para modular o modificar las trayectorias observadas; se pueden producir deformaciones en la ley de mortalidad; y, la elección del periodo de referencia condiciona los resultados, como se ha constatado en la mortalidad adulta-joven masculina<sup>429</sup>. En las últimas décadas, se han desarrollado un conjunto de metodologías basadas en el análisis de series temporales<sup>430</sup> y en el uso de modelos factoriales dinámicos, que son una traslación estadística de las tendencias de la mortalidad por edad, y que presentan, por tanto, muchas de las limitaciones inherentes a los enfoques basados en la extrapolación de las tasas por edad<sup>431</sup>.

Para cuantificar el impacto de la mortalidad sobre los efectivos de población anciana se han elaborado tres hipótesis, cuyos resultados se han comparado con los de una hipótesis instrumental basada en mantener constantes las probabilidades de morir del bienio 2003-04. El método utilizado para la construcción de esas hipótesis combina la proyección del nivel general mortalidad, medido en términos de la esperanza de vida al nacer, con una serie de supuestos sobre el comportamiento de los riesgos de morir en las distintas etapas del ciclo vital<sup>432</sup>. La elaboración de esas hipótesis se ha articulado en cuatro etapas:

---

<sup>427</sup> Coale, A. y Guo, G. (1991: *op. cit*)

<sup>428</sup> El INE utiliza para la proyección de la mortalidad una metodología basada en coeficientes de variación de las tasas por edad. En este método las ratios son muy dependientes de los últimos valores observados, lo que limita la posibilidad de introducir variaciones en la tendencia de la mortalidad por edad. Por ejemplo, en la proyección realizada en 2001 el INE utilizó unos coeficientes de mejora calculados sobre la variación de las tasas de mediados de los noventa, manteniéndolos relativamente constantes. Al ser años caracterizados por una fuerte sobremortalidad masculina en las edades adultas-jóvenes la tendencia que se proyectaba intensificaba el fenómeno. Si bien no se dispone todavía de la metodología de la proyección realizada en 2005 es razonable suponer que fue idéntica, pero en este caso los coeficientes se calcularon sobre unos años en los que se produjo una contracción de esa sobremortalidad. Esto explicaría que en la proyección de 2001 se previese una acentuación de los diferenciales de vida media entre sexos, mientras que en la más reciente se estima que estos se reducirán

<sup>429</sup> G. Caselli y V. Egidi (1991: *New frontiers in survival. The length and quality of life*). Una panorámica general de las diferentes metodologías de proyección en E. Tabeau (2001: *op. cit.*)

<sup>430</sup> En este campo constituye una referencia la metodología desarrollada por R. Lee y L. Carter (1992; *Modeling and forecasting the time series of U.S. mortality*)

<sup>431</sup> Una aplicación de este método en España en A. Alonso et al (2005: *Proyecciones de la población española*). Esos autores calculan una predicción media de la esperanza de vida de 80,29 años para los hombres y de 87,98 años para las mujeres en el 2050. En nuestra opinión, a pesar de la corrección que realizan en la tendencia de la mortalidad adulta-joven masculina, el valor medio previsto para la esperanza de vida masculina es muy modesto y el incremento que prevén en los diferenciales de vida entre sexos no se adecua a las tendencias más recientes.

<sup>432</sup> Una metodología similar ha sido aplicada por el Instituto de Estadística de Andalucía (2000: *Proyección de la población de Andalucía 1998-2051: avance de resultados*) y por A. Blanes et al (2004: *Proyección de la población de la Comunidad de Madrid, 2002-2017*)

- 1) Proyección del nivel agregado de mortalidad para cada año del periodo 1999-2050, bajo diversas hipótesis de evolución de la esperanza de vida. Una vez establecidos de forma normativa los valores para el año 2050 se han obtenido los de los años intermedios ajustando una función logística a los datos del periodo 1960-2004. El ajuste de esa función se ha realizado calculando en primer lugar los logit observados mediante:

$$\log it(e_0^t) = \ln \left( \frac{e_0^{max} - e_0^t}{e_0^t - e_0^{min}} \right)$$

A continuación se han estimado los parámetros A y B de la recta de regresión, hallándose a partir de ellos los logit para cada uno de los años de la proyección, bajo la restricción de que el valor del año 2050 fuese el establecido en las distintas hipótesis normativas. Finalmente, estos valores se han transformado en las correspondientes esperanzas de vida mediante,

$$e_0^t = e_0^{min} + \left( \frac{e_0^{max} - e_0^{min}}{1 + \exp^{-\log it(e_0^t)}} \right)$$

- 2) Construcción de un patrón para el año 2050 a partir de distintas hipótesis sobre la evolución de la mortalidad por edad. La metodología que se ha utilizado para la elaboración de las leyes de mortalidad ha recurrido a la función de ajuste de Heligman-Pollard (H-P)<sup>433</sup>. Esa función presenta la ventaja de que permite formular hipótesis específicas sobre el comportamiento de la mortalidad en las distintas etapas de la vida. Para la construcción de esos patrones se han tenido en cuenta tres elementos: a) la esperanza de vida debía ser coherente con la fijada previamente para el año 2050 en cada una de las hipótesis; b) la introducción de una restricción adicional en el modelo, cuantificada en términos del valor resultante de la esperanza de vida a la edad 65, con el fin de obtener esquemas más contrastados de supervivencia en las edades más avanzadas; y, c) los cocientes de mortalidad no podían ser en ningún caso inferiores a los estimados por J. Duchêne y G. Wunsch en su tabla límite de mortalidad<sup>434</sup>.

En los hombres la estructura de la mortalidad del año 2050 se ha generado a partir de la función 3 de Heligman-Pollard, mientras que en las mujeres la presencia de una ligera moda de sobremortalidad alrededor de los 50 años provocaba que la reducción de los cocientes en esas edades fuese muy acentuada. Para recoger esa moda se ha modificado la función 3 de Heligman-Pollard para introducir un nuevo componente, que engloba los parámetros D', E' y F', idéntico en su formulación al de la mortalidad adulta-joven, pero centrado en las edades adultas-maduras:

---

Un método alternativo, basado también en fijar un límite máximo de esperanza de vida, es el propuesto por A. Coale y G. Guo (1991: *op. cit.*). Este método parte de que existe una relación lineal decreciente entre el incremento medio anual y el nivel de la esperanza de vida. Para su aplicación véase IDESCAT (1998: *op. cit.*)

<sup>433</sup> Véase el capítulo de Metodología para una descripción más detallada de las funciones de ajuste, en particular de las formuladas por Heligman y Pollard (1980: *op. cit.*)

<sup>434</sup> J. Duchêne y G. Wunsch (1988: *op. cit.*)

$$q_x = A^{(x+B)^C} + De^{-E(\ln x - \ln F)^2} + D'e^{-E'(\ln x - \ln F')^2} + \frac{GH^{x^k}}{1 + GH^{x^k}}$$

- 3) Generación de una extensa serie de tablas de mortalidad por interpolación entre los cocientes de mortalidad del bienio 2003-04 y los contruidos al horizonte del año 2050. De ese abanico de tablas de mortalidad se han seleccionado aquellas que eran acordes con los niveles de esperanza de vida proyectados mediante la función logística para cada año del periodo 2005-2050. Posteriormente, se han obtenido las correspondientes probabilidades de paso, desde el nacimiento hasta el grupo abierto de 99 años y más, para cada año del periodo 2005-2050. Estas probabilidades de paso entre edades cumplidas han constituido el input de mortalidad del sistema de proyección.
- 4) Finalmente, se ha procedido a contrastar las hipótesis formuladas enlazando las series observadas del periodo 1950-2004 con las proyectadas hasta el 2050 para cada una de las tres hipótesis. Para la mortalidad en las edades adultas-jóvenes el engarce se ha realizado a partir de los cocientes de mortalidad, mientras que para la mortalidad en las edades maduras y avanzadas se han utilizado los potenciales de años vividos entre dos edades exactas, ya que visualizan mejor las distintas hipótesis subyacentes en relación con la supervivencia en esas edades.

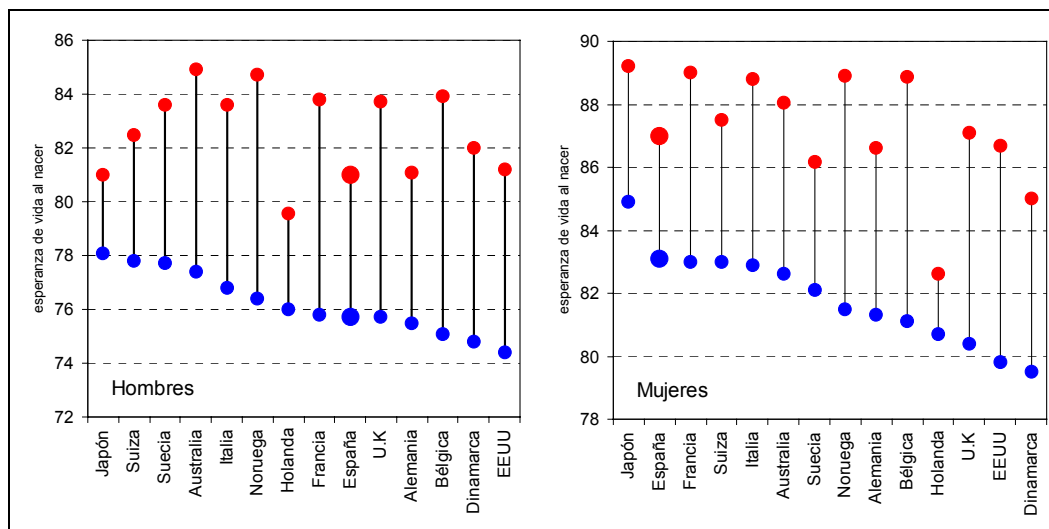
### 8.2.3 Hipótesis y resultados de la proyección de mortalidad

El análisis previo de las hipótesis centrales de mortalidad en las proyecciones de los países occidentales, realizadas por sus oficinas estadísticas nacionales, ha mostrado la ausencia de un consenso claro acerca de los niveles a medio y largo plazo de la esperanza de vida de la población, ya que las ganancias previstas son muy contrastadas y, en gran medida, independientes de los niveles de partida a principios de este siglo (Gráfico 8.4). Las actuales hipótesis del INE, especialmente en los hombres, plantean avances en la esperanza de vida modestos en comparación con los estimados para otros países de nuestro ámbito social y económico. En la mitad de los países occidentales se estima que la vida media de los hombres se situará a mediados de este siglo en el rango de 83,5 a 85 años, mientras que las previsiones más bajas corresponden a las realizadas por los organismos estadísticos de España y del Japón con 81 años. En Francia y en el Reino Unido, con valores cercanos a los españoles en el año 2001, sus institutos estadísticos prevén ganancias de unos 8 años entre 2001 y 2050, mientras que la del INE supera ligeramente los 5 años. En las mujeres las visiones más optimistas se sitúan en el intervalo de 88-89 años, incluso en países que hoy en día mantienen un diferencial negativo con España, como es el caso de Bélgica o de Noruega. Entre los países analizados destacan dos casos: por un lado, el de Japón con tendencias muy contrastadas en función del sexo, lo que acarrea un incremento de los diferenciales de vida de los 6,8 años de 2001 a los 8,2 años de 2050; por otro lado, el de Holanda con unos



supuestos muy restrictivos, especialmente en las mujeres, para las que se prevén a mediados del presente siglo unos niveles de vida media inferiores a los observados en la actualidad en las mujeres españolas<sup>435</sup>.

Gráfico 8.4: Esperanza de vida observada en el 2001 y estimada en el 2050 por los organismos estadísticos estatales de una serie de países occidentales.



Nota: en caso de varias hipótesis se ha elegido aquella que el organismo estadístico considera como central o de referencia. El círculo azul es la esperanza de vida al nacer en el año 2001 y el rojo la prevista para el horizonte del 2050. Países ordenados de mayor a menor esperanza de vida al nacer en 2001.

Fuente: los datos de 2001 corresponden al Observatoire Démographique Européen, excepto los de España que son de elaboración propia. Los datos del año 2050 proceden de las proyecciones nacionales oficiales: España, INE (2005: *op. cit.*); Italia, ISTAT (2006: *Previsioni demografiche nazionali 1° gennaio 2005-1° gennaio 2051*); Reino Unido, ONS (2006: *2004-based national population projections for the UK and constituent countries*); Bélgica, INS (2001: *Perspectives de population, 2000-2050 par arrondissement*); Alemania, SB (2003: *Bevölkerung Deutschlands bis 2050*); Suiza, OFS (2002: *Les scénarios de l'évolution démographique de la Suisse 2000-2060*); Francia, INSEE (2006: *Projections de population 2005-2050, pour la France métropolitaine*); Holanda, CBS (2005: [www.cbs.nl](http://www.cbs.nl)); Dinamarca, DS (2005: *Population Projection for Denmark*); Noruega, SN (2004: *Population projections 2002-2050, National and Regional Figures*); Australia, ABS (2005, *Population Projections, 2004-2101*); EEUU, US Census Bureau (2004: *Projections of the United States: 1999 to 2100*); Japón, NIPSCR (2002: *Population Projections for Japan: 2001-2050*); y, Suecia, SC (2004: *Population projection for Sweden 2004-2050*).

En la mayoría de los países las sucesivas revisiones de las proyecciones han postulado hipótesis cada vez más favorables, pero también se ha producido algunos casos de involución; es decir, de reformulación a la baja de las ganancias previstas de años de vida.

<sup>435</sup> Las hipótesis de Holanda están determinadas por la reciente evolución de la mortalidad por cáncer broncopulmonar en las mujeres, ya que la metodología que emplea el organismo holandés se basa en las tendencias de la mortalidad por grandes grupos de causas. Además, en este país se ha constatado también una cierta desaceleración en el descenso de la mortalidad en las edades más avanzadas, lo que unido al aspecto anterior explica la formulación de hipótesis poco optimistas.

Un caso paradigmático lo constituyen las proyecciones francesas, que tradicionalmente eran las más optimistas en relación con la evolución de la supervivencia, especialmente en las mujeres. La proyección publicada por el INSEE en el año 2003 preveía a mediados de este siglo una esperanza de vida femenina de 91 años<sup>436</sup>, la más alta estimada para cualquier país, mientras que en la actual ronda de proyecciones, la divulgada en el año 2006, se estima una vida media de 89 años, es decir dos menos de los previstos anteriormente<sup>437</sup>. En los hombres franceses también se ha operado una reestimación a la baja en la previsión de la ganancia para el año 2051, aunque de menor cuantía que en las mujeres, al pasar de los 84,3 años de la proyección difundida en el año 2003 a los 83,8 años de la vigente proyección. Ese fenómeno se ha dado también en las hipótesis de Naciones Unidas para algunos países occidentales, siendo el caso más llamativo el del Japón. Esa institución, en su revisión de las proyecciones del año 2006, estima una esperanza de vida para el quinquenio 2045-2050 de 83,3 años en los hombres japoneses y de 90,9 años en las mujeres, lo que contrasta, sobre todo en las mujeres, con la previsión realizada en la revisión del año 2004, en la que se fijaba para el mismo periodo una vida media masculina de 84,1 años y una femenina de 92,5 años.

En esta investigación se han construido tres escenarios de futuro de la esperanza de vida de los españoles al horizonte del 2050. Esos escenarios responden a diferentes lógicas acerca de la evolución de la supervivencia en las edades avanzadas, al ser el aspecto clave de las tendencias futuras, y también a diversas trayectorias en los riesgos de morir en las edades adultas y maduras. Los niveles agregados de mortalidad, en términos de esperanza de vida al nacer y a la edad 65 (Gráfico 8.5), y los principales rasgos de esos escenarios son:

- ♦ *Escenario tendencial* o de prolongación de las trayectorias de evolución reciente de los cocientes de mortalidad. Los argumentos que sustentarían ese escenario son: a) la no aparición de nuevas enfermedades o patologías; b) el control de determinados factores de riesgo en las edades adultas más jóvenes que permitirían una reducción significativa de la mortalidad evitable de tipo prevenible; c) la adopción de pautas y estilos de vida más saludables que redundarían en una reducción de la mortalidad en las edades maduras y en las primeras ancianas, junto con avances en el diagnóstico y en el tratamiento de ciertas enfermedades oncológicas; d) la persistencia de la tendencia favorable en la mortalidad del aparato circulatorio; y, e) la extensión de los tratamientos y de los avances médicos.

La esperanza de vida al nacer alcanzaría los 83 años en los hombres y los 88,5 años en las mujeres, mientras que a la edad 65 sería de 20,6 y de 24,8 años, respectivamente. El valor de las mujeres se situaría ligeramente por debajo de las estimaciones más altas de los países occidentales, alrededor de medio año menos del nivel previsto para sus ciudadanas por los institutos estadísticos de Francia, del Japón y de Noruega. Por el

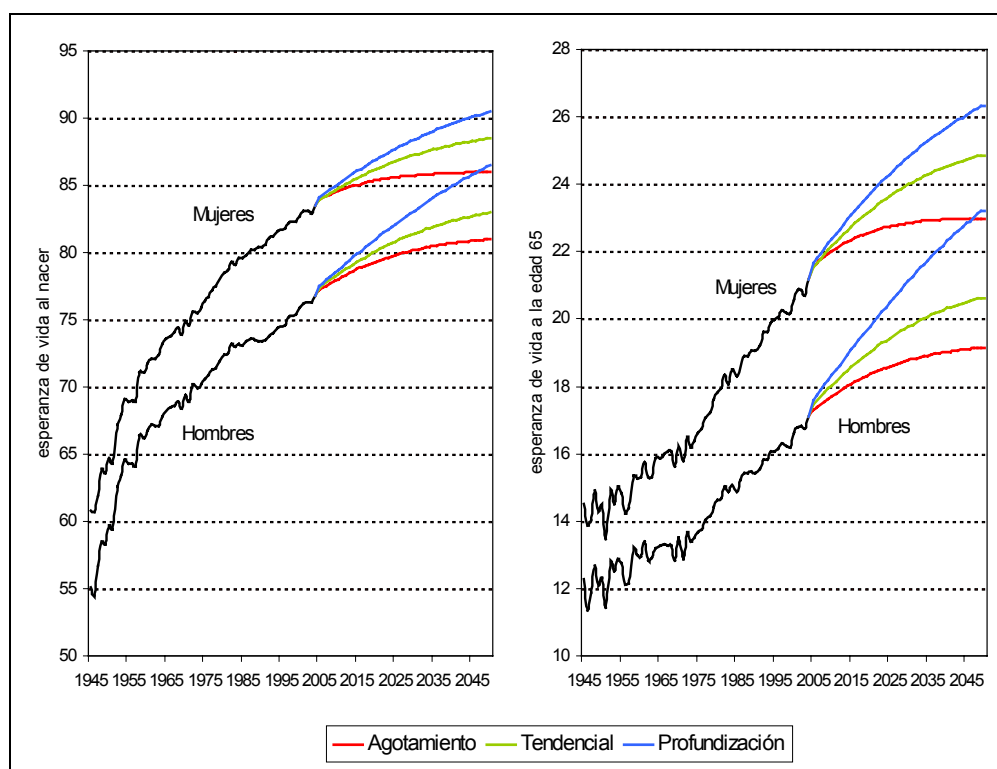
---

<sup>436</sup> Este valor es similar al estimado por J. Vallin y F. Meslé en una de las obras de referencia sobre la mortalidad de los franceses (2001: *Tables de mortalité françaises pour les XIX et XX siècles et projections pour le XXI siècle*)

<sup>437</sup> INSEE (2003: *Projections démographiques pour la France, ses régions et ses départements (horizon 2030/2050)*; 2006: *op. cit.*)

contrario, en los hombres, debido a la existencia de un diferencial negativo de partida de los españoles en las edades adultas y maduras, el nivel estimado se ubicaría en el rango medio bajo de las estimaciones más generalizadas de los países occidentales. En términos comparativos, hasta el año 2031 la trayectoria en las mujeres es similar a la prevista por el INE, aunque la posterior estabilización de los cocientes por parte del organismo estadístico nacional provoca que en este escenario la vida media de las españolas supere en 1,5 años a la prevista por el INE para el año 2050. En los hombres, esas diferencias son más acusadas, tanto en el medio como en el largo plazo, ya que se ha previsto una evolución más favorable de la mortalidad en las edades maduras y avanzadas, lo que provoca que el diferencial con el INE sea de casi 1 año en el 2031 y de 3 años en el 2050. La previsión de un descenso de la sobremortalidad masculina adulta desembocaría en una contracción de los diferenciales de vida entre sexos hasta los 5,5 años en 2051<sup>438</sup>.

Gráfico 8.5: Evolución y proyección de la esperanza de vida. España, 1945-2051.



Fuente: elaboración propia a partir del anexo C.1 y C.2.

- ♦ *Escenario de agotamiento* de las mejoras en las edades avanzadas. Este escenario plantearía un contexto caracterizado por: a) una menor eficacia en las medidas sanitarias

<sup>438</sup> Las hipótesis formuladas para España por la División de Población de las Naciones Unidas y por EUROSTAT también son menos optimistas en la evolución de la mortalidad masculina que en la de la femenina. Así, el diferencial de vida media entre sexos a mediados de este siglo es de 6,5 años en la proyección de EUROSTAT y de 6,3 años en la de Naciones Unidas.

orientadas al control de la mortalidad evitable en las edades adultas jóvenes, pero suficiente para evitar un rebrote de los riesgos de morir; b) la continuidad de determinados comportamientos de riesgo que se manifestarían en una desaceleración de las mejoras de supervivencia en la ancianidad; c) el agotamiento del descenso de la mortalidad cardiovascular, y la ausencia de avances relevantes en el control del cáncer; y, d) la persistencia de desigualdades en el acceso a los recursos sanitarios.

En el año 2051 la vida media de los hombres españoles se situaría en torno de los 81 años y la de las mujeres en los 86 años, lo que representaría 4,2 años más en los hombres y 2,5 años más en las mujeres en relación con los valores observados en 2004. A pesar de tratarse de un escenario de paulatino agotamiento, todavía se producirían ganancias en la vida media de la población por la reducción de los riesgos de morir en la infancia, en las edades adultas y en las maduras. La mayor mortalidad de los hombres en estas etapas de la vida les permitiría un margen de recorrido más, lo que se traduciría en una mayor contracción de las desigualdades de vida media entre sexos, que se situarían en torno de los 5 años al final del periodo. La desaceleración en las mejoras de supervivencia en la población anciana se constata en el valor estimado para la vida media a partir de la edad 65, que se ha fijado en 19,1 años en los hombres y en 22,9 años en las mujeres para el 2051. Esos valores equivalen a un incremento absoluto en la esperanza de vida a la edad 65 entre 2004 y 2050 de 2,1 años en los hombres y de 1,9 años en las mujeres, truncándose a medio plazo la tendencia de crecimiento observada desde principios de los años setenta.

- ♦ *Escenario de profundización* en la supervivencia de las edades avanzadas y de fuerte reducción de los riesgos de morir en las edades adultas y maduras. Los supuestos que reflejaría este escenario serían: a) una intensificación en la reducción de la mortalidad por enfermedades ligadas a los comportamientos individuales y de las categorizadas como “de sociedad”; b) los avances en materia de tecnología médica permitirían reducir la letalidad de ciertas enfermedades, como los tumores, y desplazarían la edad a la que aparecen las enfermedades crónico-degenerativas; y, c) la generalización de estilos de vida saludables y la democratización del acceso a los avances médicos.

En este escenario se plantea una esperanza de vida para mediados de este siglo que alcanzaría los 86,5 años en los hombres y los 90,5 años en las mujeres<sup>439</sup>, con un fuerte incremento en la longevidad de la población, al alcanzarse los 23,2 años de vida media a la edad 65 en los hombres y los 26,3 años en las mujeres. La gran mejora prevista en la supervivencia en las edades adultas-maduras, especialmente relevante en los hombres, provoca que sea en este escenario en el que se den los menores diferenciales de vida entre sexos, situándose en los 4 años en el 2051. La lógica de esa reducción estriba en considerar que los cambios en los comportamientos y los avances en el campo de la salud pública repercutirían en igual medida en ambos sexos, pero que su efecto sería más relevante en los hombres al partir de unos riesgos de morir más elevados.

---

<sup>439</sup> A medio plazo, en el año 2031, los niveles que se derivan de este escenario son similares a los previstos por el Institut d'Estadística de Catalunya en su hipótesis de referencia para la población catalana, con una esperanza de vida en torno de los 84 años en los hombres y de los 88,4 años en las mujeres (IDESCAT: 2004: *op. cit.*)

Los anteriores escenarios responden a formulaciones generales sobre la evolución de los patrones de morbilidad y mortalidad de la población y de los factores que los determinan, aunque resulta complejo imputar y cuantificar el papel que pueden desempeñar cada uno de ellos. En esta tesis se ha descartado la construcción de escenarios más confrontados, ya que el objetivo era cuantificar las variaciones en los efectivos de ancianos utilizando el rango más comúnmente utilizado en las proyecciones de mortalidad en los países occidentales<sup>440</sup>. En este sentido, hubiesen podido plantearse escenarios alternativos que abarcasen, entre otros, desde un deterioro en las condiciones de mortalidad en determinadas franjas de edad, como por ejemplo en las edades maduras en las mujeres, a sustanciales avances en la longevidad de la población, fruto de progresos en el campo de la biotecnología que permitiesen no sólo eliminar determinadas causas de muerte sino modular el propio proceso de envejecimiento del organismo. La construcción de escenarios de ruptura en los límites de la vida, que desembocasen en esperanzas de vida al nacer de 100 o más años, no se adecuan a evoluciones tendenciales o de tipo logístico, ya que por definición implican que en algún momento del futuro, impredecible en la actualidad, el avance médico-científico permitiría la irrupción y el acceso a nuevos estadios en la longevidad humana<sup>441</sup>.

En relación con los patrones de mortalidad por edad se han realizado las siguientes hipótesis sobre la evolución de los riesgos de morir en las distintas etapas del ciclo vital<sup>442</sup>:

- ♦ *Mortalidad en la infancia.* En los tres escenarios se ha formulado la misma hipótesis, consistente en fijar para el año 2051 un cociente de mortalidad del primer año de vida del 2,9 por mil en los niños y del 2,5 por mil en las niñas<sup>443</sup>, lo que representa una caída en torno del 30 por ciento en relación con los últimos valores observados. En el resto de la

---

<sup>440</sup> Las últimas proyecciones del INSEE junto a la hipótesis central o de referencia, con 83,8 años en los hombres y 89 años en las mujeres en el horizonte del 2050, formulan dos escenarios alternativos de evolución de la mortalidad en Francia, que desembocan en unas vidas medias de 81,3 años en los hombres y de 86,5 años en las mujeres en la hipótesis baja, y de 86,3 años y 91,5 años, respectivamente, en el escenario de supervivencia más favorable (INSEE: 2006: *op. cit.*). Para Alemania, Statistisches Bundesamt ha construido también tres escenarios de mortalidad, que prevén una esperanza de vida para el año 2050 en el rango de 78,9 a 82,6 años en los hombres y 85,7 a 88,1 años en las mujeres (SB: 2006: *op. cit.*). Los escenarios de GDA para el Reino Unido establecen un rango para mediados de este siglo que oscila en los hombres de los 81,9 a los 85,9 años y en las mujeres de los 85,3 a los 89,3 años (GDA: 2006: *op. cit.*)

<sup>441</sup> Entre las proyecciones realizadas en España cabe mencionar los escenarios de futuro de la población del País Vasco elaborados por el Instituto Vasco de Estadística. En una de las hipótesis de mortalidad formuladas se alcanzaban unas esperanzas de vida al nacer en el año 2050 de 95,5 años en los hombres y de 99,9 años en las mujeres, lo que representaría que más de la mitad de los hombres y el 70 por ciento de las mujeres de una generación celebrarían su centenario (EUSTAT: 2002: *op. cit.*)

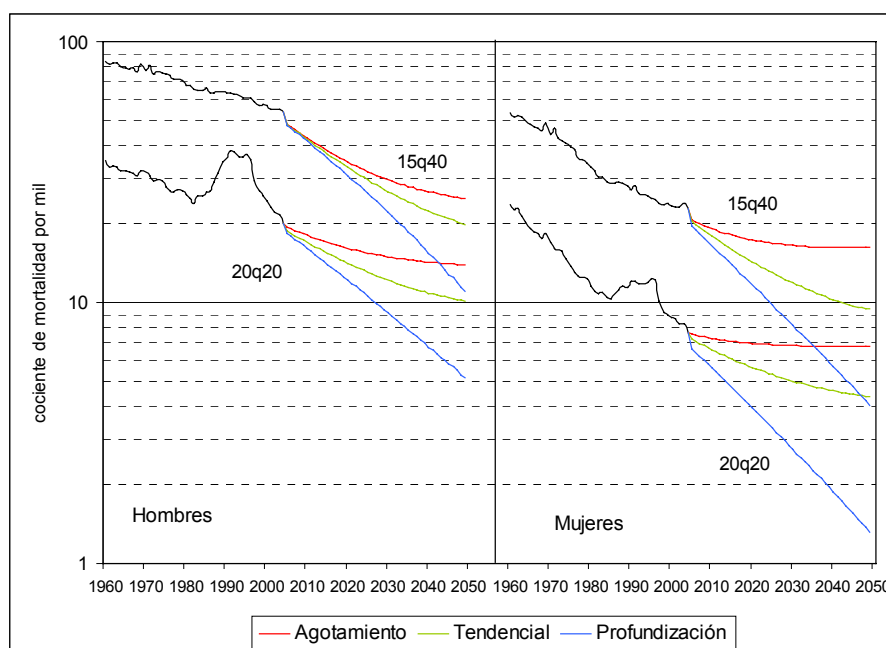
<sup>442</sup> En el Anexo C.3 se han graficado para cada sexo las probabilidades de morir ajustadas del bienio 2003-04 y los esquemas de mortalidad proyectados para el año 2051 coherentes con los niveles de esperanza de vida previstos para dicha fecha. En el Anexo C.4 se presentan las funciones de supervivencia de las tablas de mortalidad completas estimadas para el año 2050.

<sup>443</sup> En términos comparativos, las tablas tipo nivel 27 establecen para una esperanza de vida femenina de 85 años una probabilidad de morir el primer año de vida del 2,8 por mil, y para una vida media masculina de 79 años un cociente del 2,8 por mil.

niñez se ha estimado una reducción a la mitad del cociente del segundo año de vida, y del orden del 60-70 por ciento en los riesgos de morir del tercer al catorceavo año de vida.

- ♦ **Mortalidad en las edades adultas.** El supuesto general postula que se asistirá a una reducción en el cociente de mortalidad entre los 20 y los 40 años, con una intensidad algo mayor en los hombres, reduciéndose ligeramente la moda de sobremortalidad masculina centrada en esas edades (Gráfico 8.6). Los datos más recientes revelan que la “crisis” de mortalidad que afectó a los adultos-jóvenes españoles en la década de los noventa respondió a factores específicos, cuya incidencia se ha reducido en los últimos años, siendo previsible que se mantenga una tendencia positiva a medio y largo plazo. Además, el margen de mejora en los hombres es muy elevado, ya que aproximadamente dos tercios de las defunciones se deben a causas de muerte que se consideran evitables, con una clara preponderancia de las de tipo prevenible. En términos cuantitativos, y para el conjunto del periodo 2004-2050, la caída del cociente masculino entre los 20 y los 40 años ( $_{20}Q_{20}$ ) es del 30 por ciento en el escenario de agotamiento<sup>444</sup>, del 50 por ciento en el tendencial y del 75 por ciento en el de profundización; mientras que en las mujeres dichos descensos son del 10, del 40 y del 70 por ciento, respectivamente. A pesar de la magnitud que representan esas reducciones su impacto sobre los años de vida de la población es muy moderado, especialmente en las mujeres, debido a los bajos niveles actuales de mortalidad en esas edades.

Gráfico 8.6: Probabilidades de morir entre los 20 y los 40 años ( $_{20}Q_{20}$ ) y los 40 y los 55 años ( $_{15}Q_{40}$ ) según diferentes escenarios.



Fuente: elaboración propia.

<sup>444</sup> Si bien un 30 por ciento parece un valor muy elevado para la hipótesis menos favorable de evolución de la mortalidad, esa caída equivale a que el cociente de mortalidad se sitúa en el año 2050 en torno del 14 por mil, lo que representa un valor ligeramente inferior al observado hoy en día en la población masculina adulta-joven de Suecia.

En relación con el cociente de mortalidad entre los 40 y los 55 años ( ${}_{15}q_{40}$ ) se ha previsto una trayectoria positiva en todos los escenarios, pero con una desaceleración en la pendiente de caída en el escenario de agotamiento en las mujeres. En ese escenario, los riesgos de morir entre los 40 y los 55 años se sitúan en el año 2051 en el 25 por mil en los hombres y en el 16 por mil en las mujeres, lo que equivale a una reducción alrededor del 60 y del 30 por ciento, respectivamente. En el escenario tendencial se mantiene la evolución observada en las mujeres durante las últimas cuatro décadas, mientras que se intensifica el ritmo de descenso en los hombres, en consonancia con la tendencia de los últimos años en la mortalidad del aparato circulatorio y la más reciente inversión de la trayectoria de la mortalidad por cánceres, especialmente de los broncopulmonares. En el supuesto más favorable, correspondiente al escenario de profundización, se prevé para mediados de este siglo un cociente de mortalidad del 11 por mil en los hombres y del 4 por mil en las mujeres.

- ♦ *Mortalidad en las edades maduras y avanzadas.* En estas edades se reflejan los distintos supuestos inherentes a los diferentes escenarios, ya que la evolución de la supervivencia en esas edades será el elemento determinante para alcanzar nuevos avances en la esperanza de vida (Gráfico 8.7). La elaboración de hipótesis muy contrastadas se debe a la incertidumbre acerca de los determinantes de la morbimortalidad en las edades más avanzadas, a lo novedoso del descenso de los riesgos de morir en la población nonagenaria, lo que plantea interrogantes sobre su continuidad temporal y su intensidad, y a la propia dificultad de medición del fenómeno<sup>445</sup>. De ahí, las diferentes visiones que subyacen en los distintos escenarios acerca de la evolución de los potenciales de años vividos entre los 85 y los 94 años. En el escenario de agotamiento se produce una desaceleración en la trayectoria reciente del indicador, con un aumento para el conjunto del periodo proyectado de tan sólo 6 puntos porcentuales en los hombres y de 8 puntos en las mujeres, lo que representa que en el año 2051 los potenciales de años vividos por los españoles entre los 85 y los 94 años se situarían en valores similares a los observados actualmente en la población japonesa, alrededor del 55 por ciento en los hombres y del 65 por ciento en las mujeres. En el extremo opuesto, en el de avances muy significativos en la reducción de los cocientes de mortalidad entre los 85 y los 95 años, el potencial se situaría en el 68 por ciento en los hombres y en el 75 por ciento en las mujeres, valor este último muy cercano al 75,5 por ciento que se deriva de la tabla límite Duchêne-Wunsch. En el escenario tendencial, entre 2004 y 2050, el potencial aumenta 11 puntos porcentuales en los hombres y 13 puntos en las mujeres, hasta alcanzar niveles del 61 y del 70 por ciento, respectivamente.

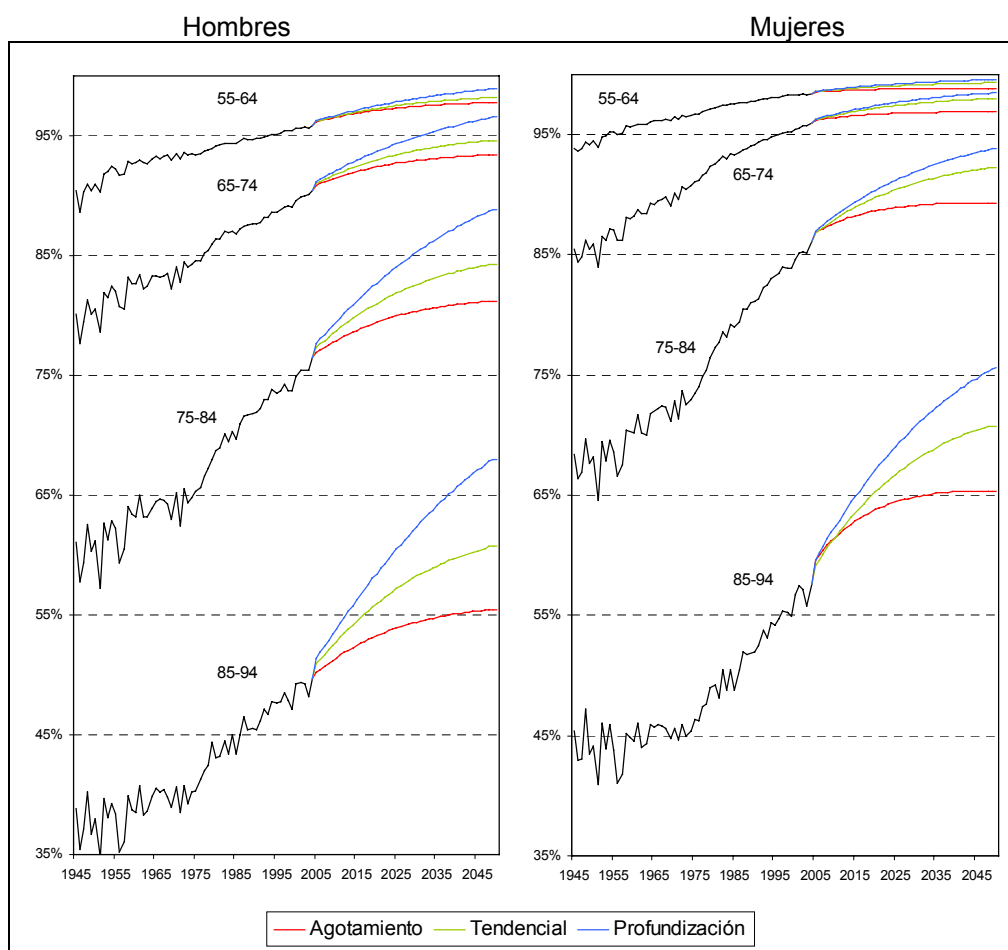
Finalmente, en relación con las expectativas de vida restantes a partir de la edad 95 el abanico oscila entre los 2,8 y los 3,9 años en los hombres y entre los 2,9 y los 4,0 años en las mujeres, situándose en el escenario tendencial en 3,2 y 3,4 años, respectivamente<sup>446</sup>.

---

<sup>445</sup> Recuérdese, en este sentido, la fuerte divergencia en el nivel y en la evolución de los cocientes de mortalidad en las edades muy avanzadas entre las tablas de mortalidad de la población española del INE y las de Human Mortality Database (véase el apartado 3.2 del capítulo 4)

<sup>446</sup> En la tabla límite de Duchêne-Wunsch la esperanza de vida a la edad 95 es de 4,15 años, y la vida restante a partir del centenario de 2,5 años.

Gráfico 8.7: Potenciales de años vividos en las edades maduras y avanzadas.



Nota: para el cálculo de la evolución del potencial de 85-94 años se ha realizado una estimación ad hoc de los cocientes de mortalidad por edad simple de la edad 90 a la edad 94 para las últimas cuatro décadas.

Fuente: elaboración propia.

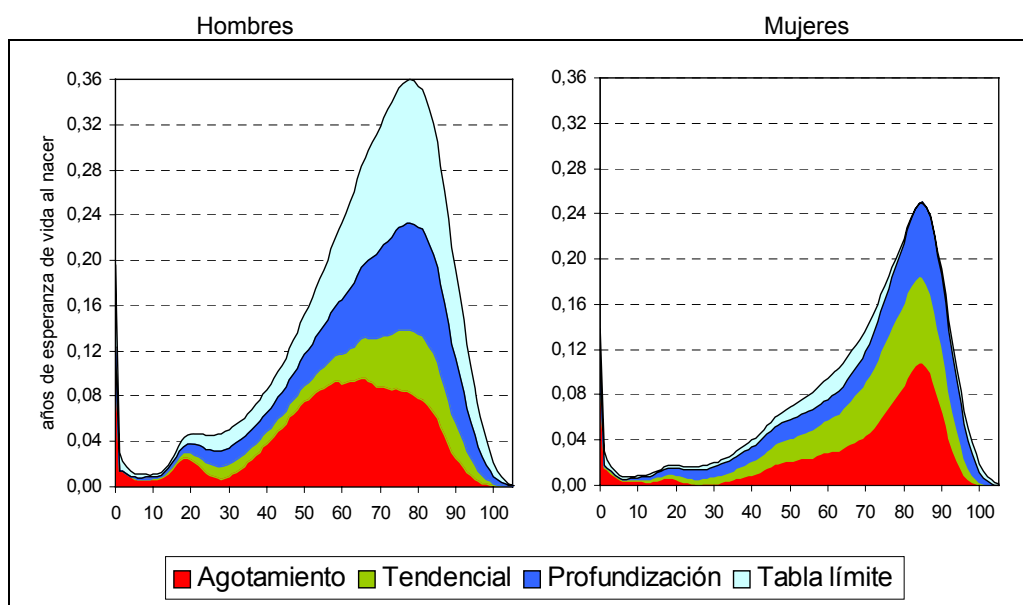
Para concluir, se ha analizado el esquema de ganancias que subyace en cada una de las hipótesis, descomponiendo la ganancia de esperanza de vida entre la tabla de mortalidad de 2003-04 y las fijadas para el horizonte de la proyección, así como la que se derivaría de alcanzar los cocientes de la tabla Duchêne-Wunsch (Gráfico 8.8). El perfil de las ganancias presenta una clara diferencia entre ambos sexos. En las mujeres, a pesar de existir un potencial de mejora por debajo de los 65 años<sup>447</sup>, para alcanzar incrementos significativos sería necesario que se mantuviese, incluso se intensificase, el descenso de las tasas en las edades avanzadas. Tomando como referencia el escenario tendencial la reducción prevista en los riesgos de morir entre el nacimiento y la edad 40 contribuye en 0,55 años a la mejora

<sup>447</sup> A. Blanes y J. Spijker han estimado que la eliminación de todas las causas consideradas evitables repercutiría en un aumento de 1,2 años en la esperanza de vida de las mujeres catalanas (2005: *La quarta fase de la transició epidemiològica a Catalunya*)



total de esperanza de vida, entre la edad 40 y la 65 en 1,16 años, y a partir de esa edad en 3,83 años. Ese papel es más relevante en el escenario de profundización, con niveles similares a los que se derivarían de alcanzar los cocientes de la tabla límite, ya que el descenso de la mortalidad a partir de la edad 65 aportaría 5,35 años a la esperanza de vida al nacer, de los cuales el 60 por ciento en el grupo de 80 y más años. El esquema de ganancias en los hombres presenta una menor concentración, debido al mayor protagonismo de las edades maduras, y se encuentra menos desplazado a edades avanzadas. Así, en el escenario tendencial la aportación del descenso de los riesgos de morir entre la edad 40 y la 65 es de 2,3 años, lo que representa algo más del doble que en las mujeres; mientras que la contribución de la población anciana es ligeramente inferior, de 3,4 años, y se localiza en segmentos más jóvenes.

Gráfico 8.8: Contribución de las edades a la ganancia de esperanza de vida al nacer entre 2003-04 y 2050. En años.

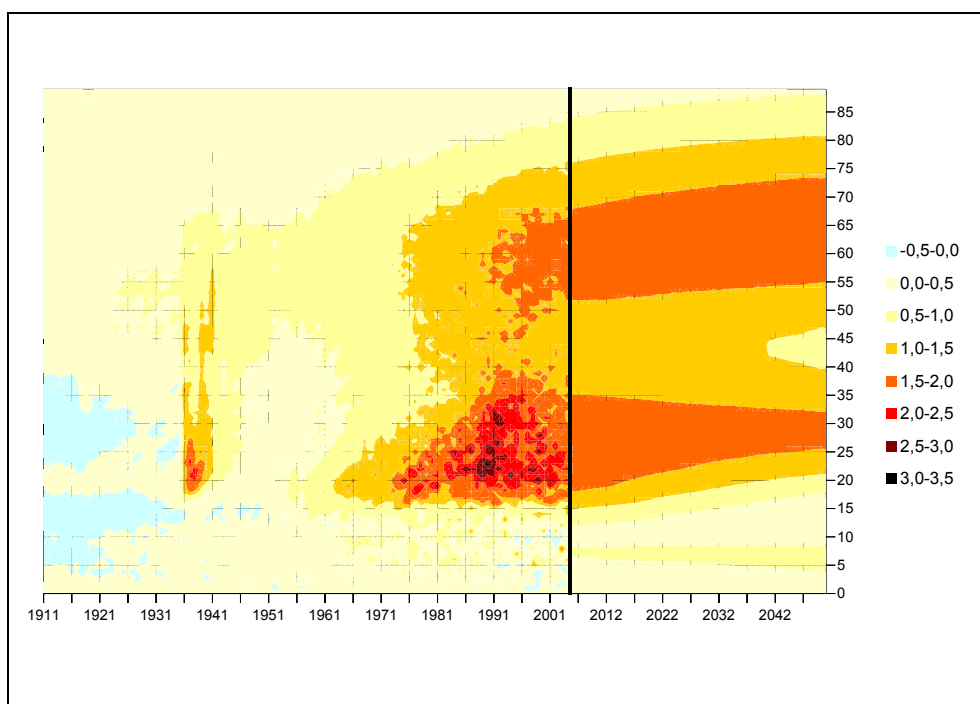


Fuente: elaboración propia.

En el Gráfico 8.9 se han representado los ratios entre los riesgos de morir por edad simple de los hombres y de las mujeres en el periodo 1911-2004 enlazándolos con los que se derivan de la proyección de los cocientes del escenario tendencial. Por un lado, se considera que en los próximos decenios, siguiendo las tendencias más recientes, se producirá una reducción y una contracción de la intensidad de la sobremortalidad masculina en las edades adultas más jóvenes, situándose al final del periodo la moda entre los 20 y los 25 años, al considerar que de la reducción de los factores de riesgo en esta etapa del ciclo vital se beneficiarán especialmente los hombres, debido a unos niveles de partida claramente superiores a los de las mujeres. A pesar de la caída en los riesgos de morir que ello implica, se mantendrá un diferencial negativo en los hombres, con unas ratios de sobremortalidad similares a las observadas a finales de los años sesenta y principios de los setenta. Por otro

lado, en relación con la segunda moda de sobremortalidad masculina, la centrada en las edades maduras y en las primeras ancianas, se presupone que ésta se irá desplazando paulatinamente hacia edades superiores. Esa tendencia concuerda con la constatación de que las mujeres se encuentran en un estadio más avanzado en el proceso de descenso de la mortalidad, y que se mantendrá un cierto retraso en el acceso de los hombres a nuevos estadios de la transición epidemiológica.

Gráfico 8.9: Evolución de la sobremortalidad masculina en el escenario tendencial de mortalidad. 1911-2050. España.



Nota: la ratio de sobremortalidad masculina se ha definido como la diferencia relativa entre el cociente de mortalidad masculino y el femenino para cada una de las edades simples, con límite en el cociente de 89 años.

Fuente: elaboración propia.

Estos resultados cuestionan algunas de las visiones sobre los diferenciales de vida media entre hombres y mujeres, ya que incluso en la hipótesis menos favorable de las aquí planteadas a los hombres les restaría un gran margen de mejora. Por tanto, parecería razonable suponer comportamientos aún más favorables de la mortalidad masculina en la adultez o una mayor convergencia de los riesgos de morir en las edades avanzadas, lo que se traduciría en una mayor reducción en las desigualdades de vida entre sexos.

### 8.3 Supervivencia y efectivos de ancianos

¿Cuáles serán los contingentes futuros de mayores? ¿Cómo repercutirán las mejoras de supervivencia sobre el volumen y la estructura de esos efectivos? ¿Hasta qué punto será irreversible?<sup>448</sup> En este apartado se pretende responder a estas cuestiones desde un punto de vista empírico, analizando los resultados que se desprenden de los escenarios de futuro contruidos a partir de las hipótesis formuladas en el apartado anterior.

La población española anciana, considerada como el agregado de personas de 65 y más años, tendrá durante la primera mitad del siglo XXI un crecimiento muy acusado de sus efectivos (Tabla 8.3). En función del escenario migratorio utilizado y del menor o mayor ritmo de descenso de la mortalidad, los 6,8 millones de mayores de 65 años en 2001 aumentarán hasta una horquilla que oscilará entre los 16,5 y los 19,2 millones en el 2051, alcanzándose en la hipótesis tendencial de mortalidad los 17,8 millones. Esas cifras equivalen a incrementos, para el conjunto del periodo 2001-2051, del 142 por ciento en el escenario de agotamiento de las mejoras de mortalidad, del 161 por ciento en el de mantenimiento de las tendencias y del 181 por ciento en el de avances substanciales en la supervivencia de los más mayores<sup>449</sup>. Incluso en el supuesto teórico de que no se produjesen variaciones en las tasas de mortalidad por edad, manteniéndose constantes las observadas en el bienio 2003-04, este segmento de población alcanzaría los 14,9 millones de personas, lo que representa 8,14 millones más que en 2001, como consecuencia de la presencia en las edades posteriores a la jubilación de las cohortes numerosas nacidas en periodos de elevada natalidad, y del envejecimiento de los actuales contingentes de inmigrantes<sup>450</sup>.

La comparación entre las cifras de los tres escenarios de mortalidad variable y el de mortalidad constante permite realizar una primera aproximación a cuál puede ser el impacto de las mejoras en la supervivencia sobre los contingentes de población anciana a medio y a largo plazo. Un escenario de descensos moderados de la mortalidad representaría una aportación suplementaria de 678 mil personas de 65 y más años a principios de la tercera

---

<sup>448</sup> En este apartado, de forma expresa, no se analiza el envejecimiento de la población, entendido como las relaciones numéricas que se establecen entre los distintos grupos etáreos, ya que éstas están sujetas también a la incertidumbre que planea sobre el futuro de la fecundidad de la población española, que constituirá el elemento fundamental en la evolución a medio y largo plazo de las ratios de dependencia demográfica y del peso relativo de la población anciana.

<sup>449</sup> En el escenario 1 de la vigente proyección del INE se estima para el año 2051 una cifra de 16,4 millones de residentes de 65 y más años, lo que representa un incremento relativo del 138 por ciento en relación con los valores de 2001 (INE: 2005: *op. cit.*)

<sup>450</sup> Bajo ese mismo supuesto de mortalidad a tasas por edad constantes, pero utilizando una versión modificada del escenario 2 de la proyección del INE, en la que se postula una tendencia de base del saldo migratorio a medio y largo plazo de 105 mil personas año, en vez de las 274 mil del escenario 1, el segmento de población de 65 y más años rondaría los 14 millones de personas. Es decir, la mayor aportación de población extranjera del escenario 1 del INE, que ha sido el utilizado como referencia de la hipótesis migratoria, equivale a un plus de casi 1 millón más de ancianos en el año 2051 en relación con una hipótesis más moderada de migración exterior.

década de este siglo, mientras que si se mantuviesen las tendencias recientes esa contribución aumentaría hasta 1,1 millones, y llegaría a 1,5 millones si se produjesen avances más significativos en la longevidad de la población. No obstante, es a más largo plazo cuando la acumulación de las mejoras de supervivencia deja sentir todo su efecto. Así, en el horizonte del 2051, el impacto del descenso de los riesgos de morir se cifra en un plus de población anciana que oscila entre los 1,6 millones del escenario de agotamiento y los 4,2 millones del de fuerte incremento de la supervivencia, situándose en los 2,8 millones en el escenario tendencial o de referencia.

Tabla 8.3: Proyección de la población de 65 y más años al horizonte del año 2051 según diferentes hipótesis de mortalidad. España.

	Efectivos de 65 y más años (en miles)					Tasa de crecimiento anual (por mil)				
	Real	Const.	Agotam.	Tenden.	Profun.	Real	Const.	Agotam.	Tenden.	Profun.
1991	5.346									
1996	6.104					26,88				
2001	6.827					22,64				
2006		7.286	7.286	7.288	7.293		13,09	13,09	13,16	13,30
2011		7.858	7.913	7.945	7.986		15,24	16,66	17,40	18,32
2016		8.452	8.629	8.719	8.816		14,68	17,46	18,78	19,97
2021		9.038	9.367	9.544	9.719		13,50	16,56	18,24	19,70
2026		9.957	10.451	10.739	11.014		19,55	22,15	23,87	25,34
2031		11.110	11.788	12.213	12.618		22,15	24,37	26,07	27,56
2036		12.344	13.236	13.829	14.407		21,29	23,44	25,17	26,87
2041		13.634	14.760	15.559	16.362		20,08	22,04	23,85	25,78
2046		14.725	16.085	17.115	18.198		15,51	17,33	19,25	21,50
2051		14.964	16.517	17.782	19.175		3,22	5,31	7,67	10,51

Nota: poblaciones a 1 de enero.

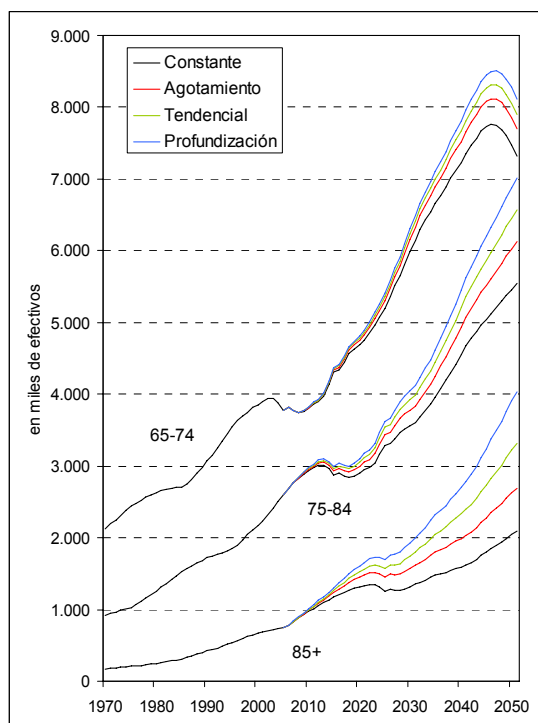
Fuente: elaboración propia.

La tasa de crecimiento de la población mayor de 65 años se situaría para el conjunto del periodo 2005-2051 entre el 18,4 y el 21 por mil anual, pudiéndose distinguir dos fases:

- ♦ Crecimiento sostenido de las tasas hasta alcanzar niveles en torno del 26 por mil anual en el primer quinquenio de la tercera década del siglo XXI, como consecuencia del acceso a ese segmento de edad de las generaciones numerosas nacidas en los años sesenta y setenta, cuyos efectivos además han sido potenciados por la inmigración de los últimos años. La impronta de la historia demográfica pasada sobre las estructuras etáreas de la población se aprecia en los dos primeros quinquenios del periodo proyectado, cuando la tasa de crecimiento se sitúa en todos los casos claramente por debajo de la observada en los años noventa al coincidir con la llegada a las edades de jubilación de un conjunto de generaciones con menos efectivos de partida que sus adyacentes, las nacidas en los años de la guerra y la inmediata posguerra.
- ♦ Paulatina desaceleración en el ritmo de crecimiento de la población anciana a partir de los años treinta como resultado del reemplazo en las primeras edades ancianas de las cohortes “plenas” de los años sesenta y setenta por las “vacías” de los ochenta y noventa. Ese efecto de estructura, debido a las fluctuaciones de la natalidad en la segunda mitad del siglo XX, si bien mitigado, no será compensado ni por la aportación de población

extranjera ni por las mejoras en la mortalidad. Así, en el quinquenio 2046-51, incluso en el supuesto más favorable de longevidad, la tasa de crecimiento sería un 60 por ciento inferior respecto de los valores máximos previstos para el tercer decenio de este siglo.

Gráfico 8.10 Evolución y proyección de los ancianos por grandes grupos de edad según diferentes hipótesis de mortalidad. En miles. 1970-2051



Fuente: elaboración propia.

La evolución interna de la población anciana presentará unas características y unos ritmos específicos (Gráfico 8.10). Tomando como referencia el escenario tendencial, entre 2005 y 2051, los efectivos de 65 a 74 años aumentarán en un 109 por ciento y los de 75 a 84 años en un 153 por ciento, equivalente a 4 millones más de personas en cada uno de esos grupos de edad. No obstante, será en la denominada “cuarta edad”, en los mayores de 85 años, donde se concentrará el mayor ritmo de crecimiento, del 350 por ciento, al pasar de 742 mil individuos en 2005 a 3,3 millones en 2051<sup>451</sup>. Incluso en el supuesto muy restrictivo de que se mantuviesen constantes los actuales riesgos de morir de la población española, los efectivos de 85 y más años alcanzarían la cifra de 2,1 millones a mediados de este siglo. En un contexto de avances más significativos en la supervivencia, como los previstos en el escenario de profundización, en el año 2051 la población de 65 a 74 ascendería a 8,1

<sup>451</sup> Dentro de este segmento, tal como se ha constatado en otros países occidentales, se producirá una eclosión en los próximos decenios de la población centenaria, de los 4.800 centenarios de 2005, a los 22.000 de 2031 y a los 40.000 de 2051, según los resultados del escenario tendencial.

millones de habitantes y la de 75 a 85 años a 7,0 millones; es decir, un 2,8 y un 6,8 por ciento más respecto de los valores del escenario tendencial. El efecto acumulado de esa mayor longevidad se dejará sentir con toda su intensidad en la población de 85 y más años, alcanzándose el listón de los 4 millones de personas en 2051<sup>452</sup>, duplicando sus efectivos en relación con los de un contexto de mortalidad constante e incrementándolos en un 22 por ciento respecto de un escenario de prolongación de las tendencias actuales.

Las diferentes trayectorias de los segmentos de población anciana acentuarán el “envejecimiento dentro del envejecimiento”, siguiendo la tendencia de los últimos decenios. El peso de los más ancianos, los mayores de 85 años, sobre el conjunto de la población de 65 y más años, aumentará del 10,4 por ciento de 2005 al 18,6 por ciento de 2051 en el escenario tendencial<sup>453</sup>, mientras que la participación de los ancianos más jóvenes, los de 65 a 74 años, se reducirá del 53,1 al 44,4 por ciento. Los incrementos de población anciana en los próximos decenios tendrán una mayor repercusión social y económica al ser más intensos en aquellos colectivos más sujetos a padecer una reducción en su autonomía personal. Además, la demanda de servicios y ayudas personales que, en gran medida, eran satisfechas en el ámbito familiar, se han ido y se irán desplazando hacia la esfera pública, como consecuencia de los nuevos roles sociales de la mujer y de las transformaciones acaecidas en las familias y en las propias formas de convivencia de la población.

La magnitud de las cifras de ancianos que se desprenden de los diferentes escenarios de supervivencia, y las consecuencias que de ellas se derivan, abocan a la cuestión de hasta qué punto están determinadas, y en qué medida, por las hipótesis formuladas. Las cifras futuras de población anciana en España serán el resultado de la combinación de tres elementos. El primero, un elemento estructural que enlaza el pasado, la impronta que ha dejado la dinámica demográfica del siglo XX en la actual pirámide de la población española, con el futuro, la inercia que esa estructura ejercerá a medida que vayan transitando por las edades generaciones con importantes diferenciales numéricos. El segundo, un elemento relacionado con la repercusión que tendrán las mejoras en la supervivencia sobre la proporción de los efectivos que de cada cohorte sobrevive a las distintas edades. El tercero, un elemento asociado al papel de la intensidad y de la distribución por edad de los flujos migratorios exteriores sobre los efectivos de mayores a medio y largo plazo<sup>454</sup>. Para calibrar el peso de esos factores se ha procedido a cuantificar qué parte de la variación en la cifra de ancianos entre el año 2005 y los años 2031 y 2051 puede ser imputada a cada uno de ellos, lo que permite analizar hasta qué punto el proceso presenta rasgos estructurales difícilmente

---

<sup>452</sup> De ese colectivo, 75.000 personas tendrían 100 y más años en el 2051.

<sup>453</sup> Estos valores están en parte condicionados por el descenso de los efectivos de 65 a 74 años en los últimos años del periodo proyectado. Si calculamos esos porcentajes para el año 2046, momento en el que se da el máximo de efectivos en ese grupo decenal, el peso de los mayores de 85 años sobre el total de ancianos sería del 16,6 por ciento.

<sup>454</sup> En términos operativos se ha considerado que los inmigrantes llegados a España antes del año 2005 forman parte del efecto de la actual estructura por edades de la población, mientras que el impacto de la migración exterior se cuantifica solamente para los venidos a partir de ese año.

reversibles. La metodología utilizada se ha basado en la realización de una serie de proyecciones instrumentales, obteniéndose los distintos efectos de la siguiente manera:

- ♦ El efecto de la estructura etaria se ha estimado a partir de una proyección a mortalidad constante y en ausencia de movimientos migratorios con el exterior. Bajo dichos supuestos, la variación futura en el volumen y la composición de la población anciana depende de la actual estructura por edad de la población española; es decir, del desplazamiento por el perfil de la pirámide de población de generaciones con diferentes contingentes.
- ♦ El efecto de la mortalidad se ha calculado a partir de los resultados de una serie de proyecciones a mortalidad variable y migración nula, menos el efecto estructura. Las diferencias obtenidas representan los incrementos de población anciana fruto de las mejoras de supervivencia previstas en cada uno de los tres escenarios.
- ♦ El efecto de la migración exterior se ha cuantificado a partir de los resultados de una proyección con flujos migratorios y mortalidad constante, menos el efecto asociado a la actual estructura por edades de la población. Esa diferencia equivale al impacto directo de la migración internacional sobre los contingentes futuros de mayores de 64 años.
- ♦ Además, existe un efecto marginal, de interacción entre migración y mortalidad, ya que sobre el colectivo de población llegada del extranjero también repercutirán las mejoras previstas en la mortalidad<sup>455</sup>. Ese efecto puede estimarse bien de forma directa como la diferencia entre los efectivos de población llegada del exterior que sobreviven cada año a mortalidad constante y a mortalidad variable, bien de forma indirecta como aquella parte de la variación de los efectivos de ancianos que no se encuentra explicada por los otros tres factores.

El análisis de los resultados muestra que una parte considerable del aumento previsto en los efectivos de ancianos será fruto de la actual pirámide de la población española (Gráfico 8.11). A medio plazo, en el año 2031, el efecto de la estructura por edades se cuantifica en unos 3 millones más de personas en relación con las del año 2005, mientras que aumenta hasta 4,7 millones en el horizonte del 2051. El efecto ligado a los avances en la supervivencia también será muy significativo, sobre todo a largo plazo, al ser mayor el efecto acumulativo de la reducción de los riesgos de morir. El descenso previsto en las tasas de mortalidad del escenario tendencial aporta más de 1 millón de ancianos en el año 2031 y 2,4 millones en el año 2051, mientras que en uno de mayor longevidad la contribución es de 1,4 y de 3,6 millones, respectivamente<sup>456</sup>. Incluso en un contexto de agotamiento de los avances

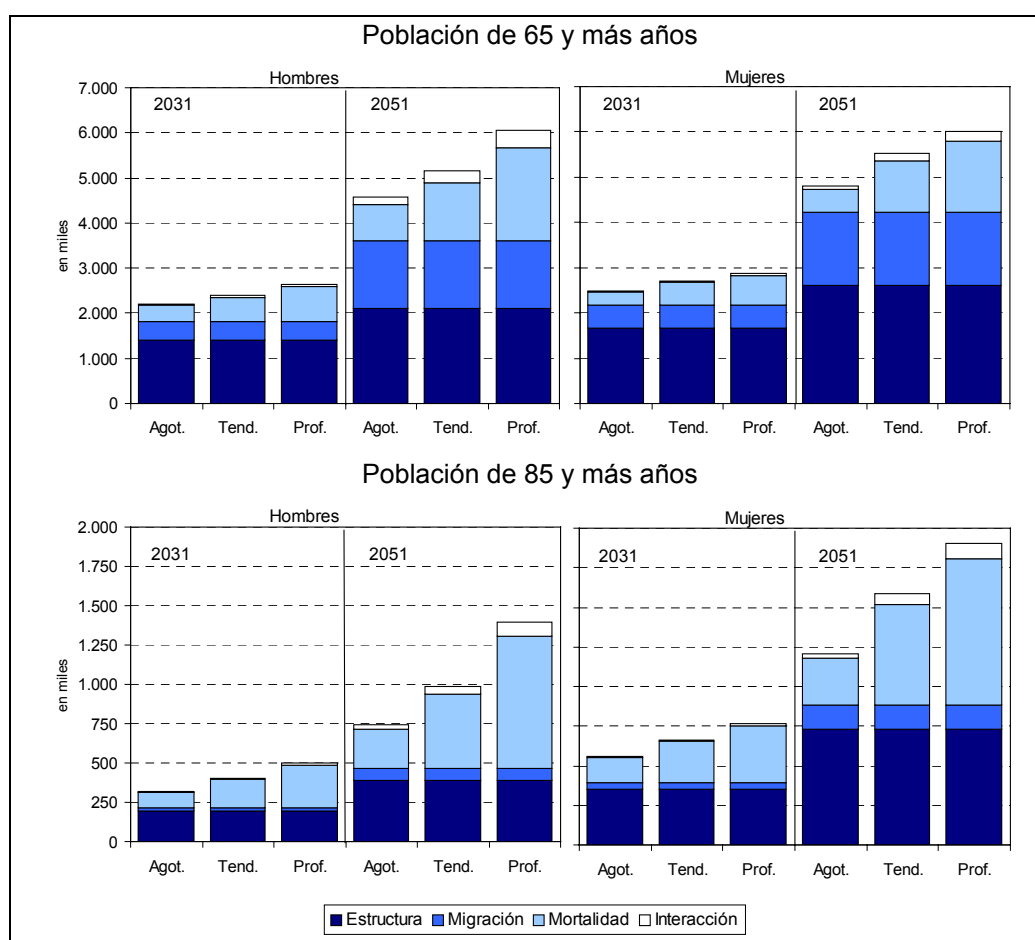
---

<sup>455</sup> En este ejercicio se ha realizado el supuesto de identidad en los niveles y en los patrones de mortalidad entre la población de nacionalidad española y extranjera. En las proyecciones de los países occidentales se constata una tendencia creciente a introducir en los modelos de proyección los diferenciales en los comportamientos demográficos entre subpoblaciones definidas en función de la raza (Estados Unidos), la nacionalidad (Bélgica, Suiza) o el lugar de nacimiento (Dinamarca, Holanda, Noruega, Suecia).

<sup>456</sup> A diferencia del efecto de estructura, en el caso de la mortalidad su contribución es ligeramente superior en los hombres, ya que éstos parten de unas tasas más altas en las edades maduras y en las primeras ancianas y, además, se ha previsto un mayor ritmo de reducción de los cocientes en estas edades que en las mujeres.

en la supervivencia el papel de la mortalidad continuaría siendo muy relevante, al contribuir a aumentar la población mayor de 65 años en 640 mil personas en 2031 y en 1,3 millones en 2051. Por lo tanto, el efecto combinado de la actual estructura por edades de la población española y de las ganancias de supervivencia, incluso si éstas fuesen moderadas, implicaría un crecimiento de los ancianos del orden de 3,7 millones de personas entre el año 2005 y el 2031, cifrándose en unos 6 millones en el año 2051. Esas cifras pueden considerarse, para la población de 65 y más años, como unos mínimos, al no ser previsible que la mortalidad tenga un comportamiento negativo o que los avances sean menores a los previstos en el escenario de agotamiento de las mejoras de supervivencia.

Gráfico 8.11: Factores del aumento de los efectivos de población anciana entre 2005 y los años 2031 y 2051. España.



Fuente: elaboración propia.

Además, esos contingentes serán mayores, al incidir también la inmigración, aunque en este caso la incertidumbre es muy alta. Por un lado, la intensidad y la estructura de los flujos será diferente de la aquí prevista; por otro lado, los posibles movimientos de retorno al lugar de origen, que mitigarían el impacto de este factor, no han sido considerados. A pesar de ello, el uso del escenario 1 modificado del INE permite constatar que la inmigración, si bien



posibilitará a corto y medio plazo un rejuvenecimiento relativo de la pirámide poblacional española, a más largo plazo tendrá una gran relevancia en la evolución de la población anciana. El patrón por edades de los inmigrantes que llegarán a nuestro país en los años venideros, presumiblemente muy concentrado en las edades adultas jóvenes, provocará que ese impacto no se deje sentir aún con toda su intensidad en el horizonte del año 2031, con una aportación de 900 mil ancianos más, pero sí a mediados del presente siglo, al añadir algo más de 3 millones de personas de 65 y más años en el año 2051, a los que habría que añadir los del efecto interacción.

No obstante, es en la evolución del colectivo de la “cuarta edad” donde se constata con mayor claridad el papel de la supervivencia, y, por tanto, de las hipótesis que se formulen sobre su comportamiento en las próximas décadas. En ese segmento de población, la llegada de cohortes más numerosas, la acumulación de más supervivientes por el descenso de la mortalidad en las edades maduras y en las primeras ancianas, junto a signos, que deberán confirmarse, del inicio de una senda de reducción de los riesgos de morir en edades muy avanzadas, dibuja un panorama de fuerte incremento de sus efectivos, de ahora a mediados de siglo, de algo más de 2,5 millones de personas en un escenario de evolución tendencial de mortalidad<sup>457</sup>. Aún produciéndose un agotamiento de los avances de supervivencia, sobre todo en las mujeres, el volumen de población de 85 y más años se incrementaría en casi 2 millones de personas entre los años 2005 y 2051.

Una de las características del proceso de envejecimiento, cuya base se encuentra en los diferenciales de supervivencia entre sexos, ha sido la creciente feminización de la vejez, muy intensa en los grupos de más edad, con ratios en los mayores de 85 años de 233 mujeres por cada 100 hombres en el año 2005. Además, se trata de mujeres que han enviudado, que han padecido una fractura emocional y un quebranto en sus ingresos, al tratarse de generaciones con baja participación en el mercado laboral institucionalizado. En los próximos decenios cabe esperar que esa feminización de la vejez se mitigará en parte, ya que las mejoras en la supervivencia masculina provocarán que las relaciones de feminidad en los grupos de población anciana más joven se sitúen ligeramente por encima de 100, mientras que en los de más edad se reduzcan de 233 a niveles en torno a 175 mujeres de 85 y más años por cada 100 hombres de la misma edad. Si bien en esas mujeres la incidencia de la viudez y/o de la pérdida del compañero se producirá a unas edades más avanzadas, sus historias familiares habrán sido también más discontinuas, fruto de la incidencia de las separaciones y de los divorcios, y las posibilidades de recurrir al ámbito familiar también serán menores, por la reducción de su familia de origen y por la contracción de sus proyectos reproductivos<sup>458</sup>.

---

<sup>457</sup> En el escenario de mayor longevidad, la profundización en el descenso de la mortalidad añade un plus de 675 mil personas más en este grupo de edad, alcanzándose una cifra total de 3,3 millones de individuos.

<sup>458</sup> Véase, J. A. Fernández Cordon (2004: *op. cit.*)

En este sentido, un aspecto clave de cara al futuro, junto con la financiación del sistema sanitario y el equilibrio del balance ingresos-pagos de la Seguridad Social, será satisfacer las necesidades vitales y de autonomía personal de las personas mayores en situación de dependencia<sup>459</sup>. La evolución de su demanda dependerá, por un lado, de factores ligados a la evolución demográfica y al estado de salud de la población, y, por otro lado, de una serie de factores culturales, familiares y sociales, que pueden propiciar una mayor visibilidad de las situaciones de dependencia debido a una “externalización” de la atención a esas personas del ámbito familiar a la esfera pública<sup>460</sup>. Intentar estimar el comportamiento futuro de ese amplio abanico de factores no deja de constituir un ejercicio arriesgado, que escapa a los objetivos de esta investigación. No obstante, sí que puede plantearse cuál sería el impacto de diferentes contextos de supervivencia sobre la evolución de la población dependiente, suponiendo que el resto de factores de índole no demográfica permaneciesen inalterables, específicamente los referidos a la prevalencia de la discapacidad por sexo y edad<sup>461</sup>.

El ejercicio ha consistido en aplicar los porcentajes de discapacidad por sexo y grupo de edad quinquenal de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud de la Población del año 1999 (EDDES-1999)<sup>462</sup> a los resultados de población anciana de los escenarios de proyección (Gráfico 8.12). Bajo los supuestos anteriormente descritos de evolución demográfica y de prevalencia de la discapacidad observada en la EDDES-1999, la cifra de personas mayores con alguna discapacidad<sup>463</sup> aumentaría de forma sostenida de los 2,4 millones estimados a fecha 1 de enero de 2005 a una cifra que oscilaría en función de la

---

<sup>459</sup> En el plano normativo se ha concretado en la promulgación de la Ley 39/2006, de 14 de diciembre, de Promoción de la Autonomía Personal y Atención a las personas en situación de dependencia. Con anterioridad, se había aprobado la Ley 51/2003, de 2 de diciembre, de Igualdad de Oportunidades, no discriminación y accesibilidad universal de las personas con discapacidad.

<sup>460</sup> Véase, por ejemplo, J. Pérez (2000: *Envejecimiento poblacional y dependencia. Una perspectiva desde la necesidad de cuidados*)

<sup>461</sup> Un ejercicio similar, pero centrado en el gasto sanitario, en N. Ahn (2003: *Gasto sanitario y envejecimiento de la población española*)

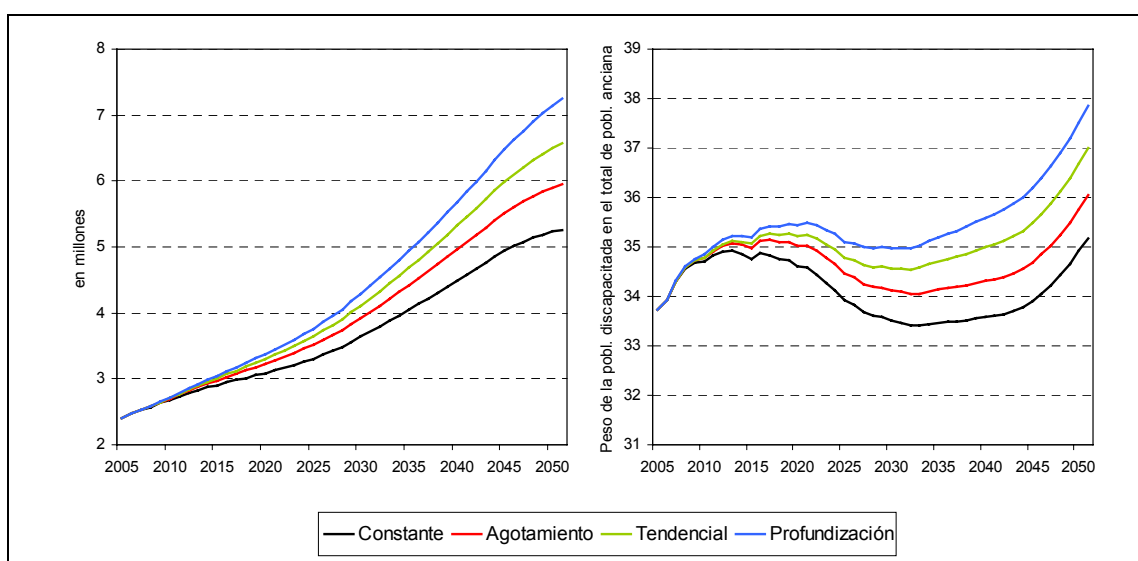
<sup>462</sup> En este ejercicio se han utilizado las tasas de discapacidad de la EDDES-1999 debido al tamaño de su muestra. Además, se dispone también de la Encuesta Nacional de Salud del año 2003 pero su tamaño muestral es menor, aproximadamente 22.000 viviendas, y los conceptos y categorías no son directamente comparables con los de la EDDES-1999. En esa encuesta el porcentaje de población de 65 a 74 años que declaró una restricción severa o total para ejercer las actividades cotidianas de la vida ascendió al 4,1 por ciento en los hombres y al 5,0 por ciento en las mujeres, situándose esos valores en el 10,8 y el 16,3 por ciento, respectivamente, entre los mayores de 75 años. Recientemente han aparecido las primeras tabulaciones de la Encuesta Nacional de Salud de 2006 (ENS-2006), pero ésta se encuentra todavía en fase de elaboración, siendo los datos disponibles de tipo provisional sobre la base de las 32 primeras semanas de recogida de la encuesta.

Un aspecto a remarcar es que tanto la EDDES como las ENSs tienen como ámbito poblacional el conjunto de personas que residen en viviendas familiares principales, lo que sustrae de la muestra colectivos de población en los que la prevalencia de la discapacidad es elevada como en la población institucionalizada o en los residentes en residencias de la tercera edad.

<sup>463</sup> La EDDES-1999 entendía por discapacidad toda limitación grave que afectase de forma duradera a la actividad del que la padecía, estableciendo un límite mínimo temporal de un año, y que tenía su origen en una deficiencia o en algunos procesos degenerativos en los que la edad de los individuos influía decisivamente (INE: 2005: Informe General. *Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud 1999*)

evolución de la mortalidad de los 5,9 millones del escenario de agotamiento de las mejoras de supervivencia a algo más 7,3 millones del escenario de profundización en la longevidad de la población española, situándose en el escenario tendencial o de referencia en torno de los 6,6 millones. En todos los escenarios, la mayor parte del incremento estimado responde a un efecto de la actual estructura por edades de la población y, en menor medida al envejecimiento de los contingentes de población extranjera, ya que incluso en el supuesto de que se mantuviesen constantes las tasas de mortalidad del bienio 2003-04 el efectivo de mayores con discapacidad alcanzaría los 5,3 millones de personas, lo que representaría un 120 por ciento más en relación con las cifras estimadas para el año 2005.

Gráfico 8.12: Simulación de la evolución futura de la población mayor de 65 años con discapacidad en España. 2005-2051.



Fuente: elaboración propia a partir de los resultados de los escenarios de población y de las tasas de discapacidad de la Encuesta de Deficiencias, Discapacidades y Estado de Salud de 1999.

En ese incremento de la población de 65 y más años que padece alguna discapacidad jugará un papel básico el propio proceso de sobreenvjecimiento de ese colectivo, ya que en términos relativos los mayores incrementos de población se darán en el segmento de 85 y más años; es decir, en unas edades en las que la prevalencia de la discapacidad llega a triplicar hoy en día a la observada en la población de 65 a 74 años. Ese efecto explica la diferencia entre las cifras de discapacitados que se derivan de los tres escenarios de supervivencia, ya que cuanto más relevantes sean las ganancias de longevidad mayor será el peso de los mayores de más edad en el colectivo anciano. No obstante, la transformación en la estructura interna de la población anciana no se producirá de forma lineal, tal como puede constatar de la evolución del peso relativo de las personas discapacitadas sobre el conjunto de la población anciana (Gráfico 8.12). En las primeras décadas de este siglo el porcentaje se incrementará debido al menor ritmo de crecimiento del colectivo de 65 a 74 años, pero a medida que las cohortes poco numerosas se desplacen al siguiente grupo de

edad decenal, y sean sustituidas por generaciones más numerosas, el peso de la discapacidad en la población mayor de 65 años se reducirá ligeramente. No obstante, a más largo plazo volverá a aumentar ese porcentaje, ya que las mejoras en longevidad permitirán que un mayor número de individuos de las generaciones nutridas de la alta natalidad de los años sesenta y setenta sobrevivan a edades cada vez más avanzadas.

De cara al futuro, aunque se produjesen avances en el tratamiento de las deficiencias que conducen a la aparición de determinadas discapacidades, así como en la ergonomía y en la adaptación del entorno a las limitaciones de los individuos, para que tuviesen un efecto moderador sobre el crecimiento de las personas con discapacidad deberían, no sólo ceñirse a los grupos ancianos de menor edad, sino darse también al final de la vida. En este sentido, ¿qué debería suceder con la prevalencia de la discapacidad para compensar los avances previstos en la supervivencia de la población?, o dicho en otras palabras ¿cuánto habría que reducir las tasas de discapacidad para que las ganancias de población debidas a las mejoras en la mortalidad no comportasen un incremento suplementario del número de personas con discapacidad? Responder a estas cuestiones no deja de ser otro ejercicio teórico, pero que tiene la virtud de mostrar los retos que representa no sólo invertir, sino también mitigar, dicho proceso. En el año 2051, según el escenario de mortalidad constante, y con las tasas de discapacidad por sexo y edad de la EDD-1999, la población discapacitada de 65 y más años ascendería a una cifra de 5,3 millones de personas, lo que representa 1,31 millones menos en relación con los resultados obtenidos en el escenario tendencial de mortalidad. Una forma de lograr que la cifra de individuos con discapacidad se situase también en los 5,3 millones en el escenario de supervivencia tendencial, que es el más acorde con los valores medios de esperanza de vida al nacer previstos para la mayoría de los países de nuestro entorno, sería la de reducir, en ambos sexos, la tasa de discapacidad de los grupos de 65-69 y de 70-74 años en un 30 por ciento, la de los grupos de 75-79 y de 80-84 años en un 20 por ciento, y la del grupo de 80 y más años en un 10 por ciento. A pesar de esos supuestos favorables de la evolución de la discapacidad, el número de mayores que la padecerían en el año 2051 duplicaría la cifra estimada para el año 2005.

En este apartado, enlazando con el capítulo anterior, se ha analizado el papel que puede desempeñar en un futuro la mortalidad en la dinámica demográfica y en las estructura por edades de la población española. Su protagonismo va más allá de lo meramente cuantitativo, de las cifras agregadas sobre los volúmenes y las relaciones entre los distintos grupos de edad, ya que el aumento en las expectativas de vida de los individuos ha constituido el núcleo central sobre el que se han articulado el resto de cambios de su ciclo de vida. En un contexto de alta mortalidad el ciclo vital de las personas era mas temprano y concentrado; la infancia y la juventud más reducidas; la edad a la que se constituía la familia y se tenían los hijos más temprana; las expectativas sobre la cantidad y la calidad de la vejez eran reducidas... El descenso de la mortalidad ha permitido una expansión y redistribución de ese ciclo vital: los años de juventud se han ampliado; la entrada al mundo laboral y la formación

de la familia se han retrasado; el periodo de formación se ha dilatado; el tiempo que se dedica al trabajo o a la mera subsistencia ha mermado<sup>464</sup>; la propia percepción sobre los años de vejez ha sufrido una transformación radical... Los avances en la longevidad en los últimos decenios han significado en términos biológicos añadir años de vida al final de la vida, aunque en términos sociales puede plantearse que han agregado años de juventud. Por ejemplo, el alargamiento de la vida de los individuos ha permitido que puedan dedicar un mayor número de años a su formación, ya que prevén que la inversión realizada, tanto en tiempo como en dinero, podrá ser posteriormente amortizada.

Para realizar una aproximación a los cambios reales en la supervivencia de los españoles se han reconstruido y proyectado las tablas de mortalidad de una serie de generaciones engarzando los cocientes observados con los del escenario tendencial de mortalidad (Gráfico 8.13). Para la cohorte nacida en 1911, de la cual se proyectan los cocientes a partir de la edad 93, la esperanza de vida al nacer será de 46,5 años en los hombres y de 53,3 años en las mujeres<sup>465</sup>, mientras que la vida media restante a la edad 65 será de 15,2 y de 18,9 años, respectivamente. Para la generación que nació en la España de mediados del siglo XX, sus expectativas de vida al nacer, de seguir la supervivencia en edades maduras y avanzadas la trayectoria marcada por el escenario tendencial de mortalidad, alcanzarán los 71,2 años en los hombres y los 79,4 años en las mujeres, con una vida media a la edad 65 de 19,6 años y de 24,1 años<sup>466</sup>. Tan relevante como las ganancias previstas de años de vida entre ambas generaciones, alrededor de 25-26 años en ambos sexos en un intervalo de 40 cohortes, ha sido y será la reestructuración en la distribución interna de esos años de vida. Un posible estimador de la carga demográfica interna para una cohorte es la relación entre el total de años vividos a partir de los 65 años sobre el conjunto de años vividos a partir de los 15 años. Para la cohorte nacida en 1911 esa ratio será del 18,8 por ciento en los hombres y del 24,5 por ciento en las mujeres, mientras que para la nacida en 1951 se situará, basándose en la hipótesis tendencial de mortalidad, en el 28,5 y el 31,5 por ciento, respectivamente. Resulta interesante constatar que para mantener la ratio de “carga demográfica interna” observada en la generación 1991, en la que la ruptura del ciclo vital se fija en los 65 años, en la cohorte

---

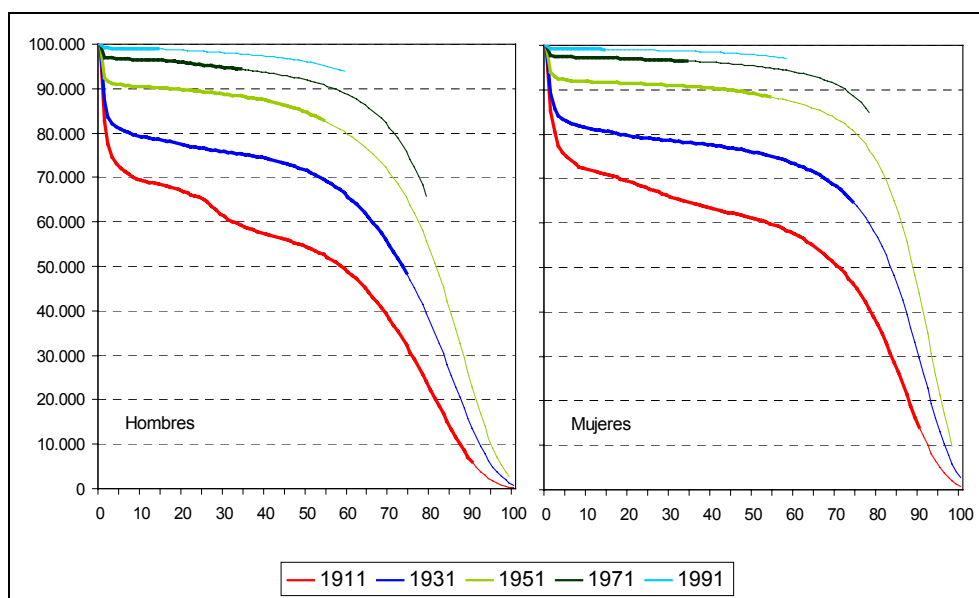
<sup>464</sup> Se ha estimado que un europeo tipo disponía en 1900 de un potencial de 440.000 horas de vida, de las cuales el trabajo representaba el 34 por ciento y el ocio/formación el 25 por ciento. Por el contrario, en 1990 el número de horas/vida había aumentado hasta las 640.000, de las cuales las dedicadas al trabajo equivalían sólo a un 11 por ciento del total.

<sup>465</sup> Esos valores equivalen en los hombres a 5,6 años más de vida media respecto de la observada transversalmente en el año de su nacimiento, mientras que en las mujeres esa diferencia alcanza los 9,8 años, ya que el impacto de las pérdidas por la Guerra Civil y la posguerra fue menor que en los hombres y, además, se han visto más beneficiadas por la caída de las tasas de mortalidad en las edades maduras y ancianas a partir de finales de los años sesenta.

<sup>466</sup> El impacto de esa mejora en la supervivencia ha sido y será todavía mayor en cómputo de los años vivido por las distintas generaciones a partir de los 65 años, ya que una mayor proporción de la cohorte se beneficiará de esa mayor longevidad. Así, de la cohorte de mujeres nacidas en España en 1911 sólo el 55 por ciento sobrevivió hasta los 65 años, mientras que para las nacidas en 1951 ese porcentaje se situará, de mantenerse las tendencias recientes, en torno del 86 por ciento de sus efectivos iniciales.

de 1951 esa edad debería desplazarse en los hombres hasta los 70,5 años y en las mujeres hasta los 69,9 años<sup>467</sup>.

Gráfico 8.13: Estimación de la función de supervivencia de algunas generaciones.



Nota: el trazo grueso corresponde a datos observados y el trazo más fino a los datos proyectados del escenario tendencial o de mantenimiento de las tendencias recientes de la mortalidad. Para la cohorte nacida en 1911 se dispone de datos de observación hasta la edad 92, para la nacida en 1931 hasta la edad 72 y así sucesivamente.

Fuente: elaboración propia.

No obstante, la complejidad de los cambios en los ciclos de vida de los individuos dificulta que estos puedan ser previstos en su totalidad de cara al futuro. En general, las proyecciones estiman contingentes de individuos, pero más difícilmente sus características familiares, sociales y económicas, a excepción de algunas variables relacionadas con los niveles educativos y la participación laboral. En este sentido, resulta obvio que los mayores del futuro no tendrán las mismas características que los del presente, más aún en un país como España en el que se constata una ruptura en las trayectorias vitales de las generaciones nacidas en la primera y en la segunda mitad del siglo XX<sup>468</sup>. Además, en el

---

<sup>467</sup> El alargamiento de la vida de los individuos, "lo demográfico", ha permitido reordenar el ciclo de vida de los individuos en su juventud y en su madurez, pero, esa reordenación no se ha producido en términos sociales en las edades maduras y avanzadas. En este sentido, se plantea la necesidad de restablecer un nuevo equilibrio entre el ciclo biológico y el ciclo social de los individuos, favoreciendo y/o implementando un conjunto de medidas tendentes a retrasar el fin de la vida activa, es decir la edad de jubilación, como una de las políticas que realmente pueden resultar eficaces para garantizar la sostenibilidad de las pensiones y del gasto sanitario (J. A. Herce: 2004: *Las pensiones en la transición demográfica y social*)

<sup>468</sup> Un amplio estudio de las transformaciones acaecidas en el ciclo de vida de las generaciones españolas a lo largo del siglo XX en J. Pérez (2001: *op. cit.*) y un análisis más específico sobre las

futuro, tampoco permanecerán fijas e inalterables las esferas sociales y económicas en un mundo inmerso en una revolución tecnológica, en una sociedad de la información, en una economía cada vez más interdependiente y terciarizada, en un contexto de transformaciones en las formas de convivencia, en los modos de vida y en las pautas culturales...<sup>469</sup>.

La mayor longevidad de los individuos y el envejecimiento de las poblaciones no serían más que otro elemento de esos complejos y cambiantes sistemas que son nuestras sociedades. Por lo tanto, si bien es necesario ser conscientes de los desafíos que plantea el incremento de los efectivos de mayores en las próximas décadas, y la necesidad de adoptar desde ya las medidas tendentes a afrontar esos retos de una forma anticipativa, no es menos cierto que, tal como se mencionó en la introducción de este capítulo, la población no es más que otra variable, aunque básica, de la ecuación.

---

mujeres, especialmente de sus dimensiones formativas y laborales, en L. Garrido (1992: *Las dos biografías de la mujer en España*)

Por ejemplo, en el año 1999, según los datos de la EPA el 81,6 por ciento de la población anciana tenía un nivel de estudios bajo y sólo un 8,5 por ciento un nivel alto, mientras que en el año 2031 se ha estimado que esos porcentajes se situarán en el 65 y en el 15 por ciento debido a la sustitución de las generaciones más antiguas por otras más formadas (A. Cabré: 2001: *op. cit.*). En un horizonte aún más lejano, y a pesar de los flujos de inmigración del exterior, el nivel educativo de los ancianos será todavía mayor por la llegada de las generaciones nacidas a partir de los años setenta, y que se han caracterizado por una alta participación en los ciclos superiores del sistema educativo.

<sup>469</sup> Véase, por ejemplo, M. Loriaux (1991: *Le vieillissement de la société européenne: un enjeu pour l'éternité?*)





---

## **Síntesis y conclusiones**

**Enlazando el pasado con el presente y el futuro**



En esta tesis se ha analizado la evolución de la mortalidad y las transformaciones de los patrones de morbilidad de la población española durante el último siglo, prestando una especial atención a sus tendencias más recientes y considerando también su dimensión territorial. En dicho análisis se han abordado dos planos distintos, pero complementarios: por un lado, el de la mortalidad como fenómeno demográfico; por otro lado, el de la mortalidad como elemento constitutivo de la dinámica demográfica de la población. Esa doble dimensión se ha combinado en un capítulo final en el que se explora el futuro, construyendo diferentes escenarios de supervivencia y constatando sus repercusiones demográficas.

### **Unas reflexiones previas sobre las fuentes y la metodología**

La labor de análisis y de reconstrucción de las fuentes estadísticas ha representado una parte sustancial de la carga de trabajo de esta investigación, ya que de su bondad y de su calidad dependían en gran medida los resultados que iban a obtenerse.

#### *Acerca de la información estadística de base*

Las poblaciones utilizadas como denominadores se corresponden con unas estimaciones intercensales propias sustentadas en un trabajo previo de ajuste y corrección de los censos españoles hasta bien entrada la segunda mitad del siglo XX, tanto de sus estructuras etáreas como de los efectivos censados en ambos extremos de la pirámide demográfica. En relación con los datos del Movimiento Natural de la Población, se ha procedido a reestimar la serie de nacimientos hasta principios de la década de los cincuenta, mientras que la corrección de las defunciones se ha limitado a la declaración de la edad. La magnitud de algunas correcciones, especialmente las que afectan al contingente de niños, implica que los niveles de esperanza de vida obtenidos para la primera mitad del siglo XX sean superiores a los de las tablas históricas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística. Aunque el grueso de los ajustes y de las correcciones se ha realizado sobre los datos de la primera mitad del siglo XX, conviene realizar una serie de consideraciones sobre las fuentes del periodo más reciente:

- El subregistro de los eventos vitales en las publicaciones del Movimiento Natural de la Población Española a finales de los años setenta y principios de los ochenta impide

abordar el estudio de los diferenciales territoriales en ese periodo e introduce una distorsión en la trayectoria de la supervivencia de los residentes en algunas provincias. A pesar de las dificultades que entraña, la corrección de los datos del MNP de ese periodo constituye una asignatura pendiente en la estadística demográfica española.

- En la actualidad se dispone de diversas cifras de población que provienen bien de fuentes primarias bien de procedimientos estadísticos. El Padrón Continuo, si bien permite disponer de cifras actualizadas de población, presenta algunas deficiencias de registro, como la subestimación de los niños o la sobrevaloración de los ancianos, que, a día de hoy, impiden su uso en los estudios de mortalidad al incidir en dos franjas de edad claves. Recientemente, el INE ha difundido unas nuevas cifras de población, de base estadística, las conocidas como Estimaciones de la Población Actual (ePOBa). Esas estimaciones integran en su cálculo la mayor cantidad de información disponible, pero presentan una limitación de partida, pues las estructuras etáreas han sido sometidas a un proceso de suavizado. Ese proceder diluye diferencias entre los efectivos de edades adyacentes fruto de las fluctuaciones en el flujo de nacimientos, lo que dificulta su uso en el cálculo de tasas y cocientes, a menos que se realice también una suavización de la distribución por edad de las defunciones, con las dificultades que ello comporta, sobre todo si se considera la causa de muerte. En mi opinión, el suavizado de esas poblaciones resulta innecesario, pues diluye una parte de nuestra historia demográfica, y, además, genera un desajuste entre los efectivos poblacionales y la distribución por edad de los fenómenos demográficos que en la mortalidad se concentra actualmente en un segmento clave, el de la población de 60 a 70 años.
- Un aspecto que no se ha abordado en esta tesis son los diferenciales en los riesgos de morir de la población extranjera. Dos motivos justifican esa decisión: en primer lugar, al ser la inmigración un fenómeno reciente en nuestra historia, unido a una estructura demográfica joven de los nacionales de los países no occidentales, no se dispone aún de una masa crítica de datos de defunciones<sup>470</sup>; en segundo lugar, la cuantificación de los efectivos de extranjeros plantea interrogantes, ya que la fuente de registro, el Padrón Continuo, es muy sensible a las disposiciones que se han ido adoptando en relación con los criterios que rigen el empadronamiento de ese colectivo.

En los próximos años, los esfuerzos de coordinación y gestión del organismo estadístico nacional, unido a una previsible moderación de las entradas del exterior, deberían permitir que confluyesen las cifras de población de las distintas fuentes del sistema estadístico. Una oportunidad de futuro, a pesar de los retos que implica, será la implementación por parte del INE de un sistema integrado de información sociodemográfica (el *Estudio Demográfico Longitudinal*), similar al existente en otros países europeos, que permitirá abrir el campo a los estudios de mortalidad social de ámbito poblacional.

---

<sup>470</sup> En el bienio 2003-04 el número de óbitos de nacionales extranjeros registrados en el MNP ascendió a 18.365, lo que representa el 2,4 por ciento del total de las defunciones acaecidas en España. En comparación, en los mismos años el número de nacidos de madre extranjera fue de 116.661, equivalente al 13,0 por ciento del total de nacimientos en España.

### *Retos y posibilidades de la reconstrucción de la serie histórica de causas de muerte*

El análisis de las transformaciones en los perfiles de morbimortalidad durante la transición epidemiológica requiere de un trabajo previo de homogeneización de las series de causas de muerte entre las sucesivas Clasificaciones Internacionales de Enfermedades (CIEs). Esa labor tropieza con dificultades de tipo conceptual, como las relacionadas con las mejoras en la diagnosis y certificación de las distintas causas, debido a cambios en la praxis médica y al avance en el conocimiento médico, y de tipo material, como las relacionadas con las estructuras nosológicas de esas clasificaciones y el nivel de detalle de las publicaciones. Las clasificaciones de causas de muerte pueden englobarse en dos grandes grupos. El primero, hasta la 5ªCIE, se corresponde con las vigentes en las estadísticas españolas hasta mediados del siglo XX y se caracteriza por su escaso grado de detalle en las publicaciones, sobre todo en las listas combinadas con el sexo y la edad, y por un fuerte predominio de las rúbricas infectocontagiosas. El segundo, se corresponde con las vigentes a partir del año 1951 y se caracteriza por un aumento de las bases de codificación y por unas tabulaciones más detalladas en el MNP. Dentro de ese último grupo, la 6-7ªCIE (1951-1967) presenta algunas especificidades taxonómicas que, junto al alto porcentaje de muertes mal definidas del aparato circulatorio, dificulta su comparación con las clasificaciones posteriores.

En esta investigación se ha considerado que la solución más operativa, en función de las restricciones que planteaba la información de base, era construir y trabajar sobre dos listas de causas diferentes, a partir de las cuales realizar la homogeneización de las CIEs. Por un lado, una lista simplificada y válida para distintos contextos de salud, basada en la tipología de la Carga Global de Enfermedad, que se ha utilizado para el análisis de la transformación a largo plazo del perfil de mortalidad por causa. A pesar de las limitaciones, el proceso de reconstrucción de las series de defunciones según la causa de muerte ha permitido disponer de una “película” de la transición epidemiológica española desde la segunda década del siglo XX, más allá de enfoques centrados en determinadas causas, o ceñidos a cortes temporales o espacios geográficos. Por otro lado, una lista más detallada, construida sobre la base de un patrón epidemiológico moderno, que se ha empleado para el análisis de las tendencias del periodo más reciente, desde el año 1968. La posibilidad de disponer y tabular los ficheros de microdatos según la causa de muerte desde el año 1975 ha facilitado enormemente el proceso de homogeneización de las tres últimas CIEs, y ha permitido considerar aspectos específicos como la tendencia de la mortalidad prevenible y/o tratable médicamente, o la trayectoria de las muertes directamente atribuibles al consumo de drogas.

### *Acerca de la metodología y de los indicadores*

En el análisis de los niveles, de las tendencias y de las desigualdades de mortalidad nos encontramos, *grosso modo*, ante dos grupos de indicadores: por un lado, los que ponderan por igual la mortalidad en todas las edades, como las tasas estandarizadas, o incluso la mera suma de las tasas específicas; por otro lado, aquellos que conceden más importancia a las primeras etapas del ciclo vital, como la esperanza de vida al nacer o los Años Potenciales de

Vida Perdidos. Su diferente naturaleza puede llegar a modular las conclusiones, pues no tiene el mismo impacto afirmar que en la España de principios de este siglo la mortalidad masculina superaba a la femenina en un 70 por ciento, tal como se deriva de la ratio entre las tasas estandarizadas de ambos sexos, que afirmar que la vida media de las mujeres era un 9 por ciento mayor que la de los hombres. Si bien la tabla de mortalidad continúa constituyendo el instrumento central para el análisis de la supervivencia de una población, la esperanza de vida al nacer, cuando se han reducido drásticamente los riesgos de morir al principio de la vida, no refleja en toda su intensidad las desigualdades entre poblaciones. Además, es un indicador menos robusto que las tasas estandarizadas cuando se aborda el análisis de la mortalidad en áreas poco pobladas, ya que es muy sensible a fluctuaciones de cariz aleatorio en los riesgos de morir en los primeros años de vida. El análisis de la mortalidad, especialmente de su vertiente geográfica, debe abordarse desde múltiples metodologías y combinando las dimensiones espaciotemporales para alcanzar la mayor robustez posible en los indicadores.

Una cuestión clave de cara al futuro será la evolución de la mortalidad en las edades más avanzadas. Si pretendemos aventurarnos en la incierta senda del futuro, tenemos que conocer el pasado, pero las conclusiones sobre las tendencias recientes de la supervivencia al final de la vida están, en gran medida, condicionadas por los procedimientos de ajuste y extrapolación de los riesgos de morir en la población nonagenaria y centenaria. Un ejemplo son las discordancias detectadas en el nivel y en la evolución de los riesgos de morir en las edades más ancianas entre las tablas de mortalidad del INE y de Human Mortality Database (HMD). La estimación que hemos realizado de los riesgos de morir en esas edades, a partir del método de las “generaciones extinguidas”, plantea dudas sobre la metodología que utiliza el organismo estadístico nacional en el ajuste de los cocientes de mortalidad. Los métodos de ajuste pueden introducir sesgos a la hora de realizar comparaciones internacionales, siendo lo más aconsejable utilizar tablas de mortalidad elaboradas por una misma institución y construidas mediante un mismo protocolo de cálculo, ya que en ese caso los sesgos irían en la misma dirección. Además, al ubicarse actualmente la edad modal a la defunción en la tabla de mortalidad femenina en torno de los 88-89 años, los resultados de los indicadores de dispersión también están condicionados por los métodos de extrapolación de los riesgos de morir al final de la vida. En los próximos años, los avances que se produzcan en el campo metodológico se verán favorecidos por la propia trayectoria de la mortalidad y por el envejecimiento de la población, ya que mejorará la robustez de los indicadores al aumentar los efectivos poblacionales y la masa de defunciones sobre los que calcularlos.

### **Transición epidemiológica y expectativas de vida**

La evolución de la mortalidad en España en la última centuria se adecua, en sus grandes líneas, al esquema general de la transición epidemiológica: por un lado, se ha producido un desplazamiento de la fuerza de mortalidad de la infancia y la adolescencia a las edades maduras y avanzadas; por otro, se ha asistido a la sustitución de un patrón epidemiológico

dominado por las enfermedades infecto-contagiosas, de especial incidencia en las primeras etapas de la vida, a otro de predominio de las causas crónico-degenerativas. Dentro del contexto occidental, la transición epidemiológica española se ha caracterizado por su relativa concentración temporal, ya que en menos de un siglo, entre 1911 y 2004, la esperanza de vida al nacer ha aumentado 36 años en los hombres y 40 años en las mujeres. A pesar del retraso inicial en la transición de riesgos, especialmente en la infancia y en la pubertad, a mediados de la década de los sesenta los españoles gozaban ya de unas expectativas de vida similares a la media de los países europeos. En esa década los países occidentales fueron accediendo a un nuevo estadio de la transición, caracterizado por el progresivo desplazamiento de las ganancias de años de vida a edades avanzadas fruto de la reducción de algunas enfermedades crónico-degenerativas, sobre todo las del aparato circulatorio en las mujeres. España, si bien con un ligero retraso inicial, ha sido uno de los países que más se ha beneficiado de ese proceso, como se constata en que a principios de este siglo las españolas gozaban de una de las más altas expectativas de vida, mientras que la posición relativa de los hombres españoles era menos favorable debido a un contexto menos propicio de la mortalidad en las edades adultas.

#### *Transiciones y determinantes en las distintas etapas de la vida*

El descenso de la mortalidad responde a una multiplicidad de factores que se insertan en el marco más amplio del proceso de modernización social y económica de un país. Dichos factores engloban desde determinantes inmediatos, como la nutrición y los niveles básicos de vida, a los relacionados con el avance en el conocimiento médico y la oferta de servicios sociosanitarios, pasando por los comportamientos individuales y grupales en relación con la salud. El papel de esos factores ha ido modificándose a lo largo del siglo XX, conforme iban perdiendo peso los determinantes próximos y adquirían relevancia los relacionados con la prestación pública de servicios, con el sistema sanitario y las políticas de salud pública, tanto desde su faceta preventiva como curativa, y con los estilos de vida.

- El triunfo sobre la mortalidad en la infancia

La trayectoria de la esperanza de vida al nacer ha estado determinada durante gran parte del siglo XX por el nivel y la evolución de los riesgos de morir en los primeros años de la vida. En 1911-12, la mortalidad infantil se situaba en España en el 180 por mil en los niños y en el 150 por mil en las niñas, con un patrón dominado por la incidencia de causas de transmisión aérea y fecaloral que remitían a factores higiénicos, nutricionales y medioambientales. En los años veinte y principios de los treinta, en el marco de una primera fase de modernización social y económica, y de preocupación por las condiciones de higiene pública, se produjo un primer descenso de los riesgos de morir en la infancia. A finales de los años cuarenta, y con mayor intensidad en la década posterior, se retomó la senda descendente, jugando un papel básico las causas del aparato respiratorio en los lactantes y las diarreas en los niños de 1 a 4 años. En su descenso confluyeron diversos factores como la paulatina mejora en los niveles

nutricionales y en las condiciones de salubridad, la propia reducción de la dimensión familiar, la progresiva implantación de una red asistencial básica y el acceso de la población a esos incipientes servicios por la concentración en núcleos urbanos, la mayor capacitación de las madres en el cuidado de sus hijos, o los nuevos tratamientos y fármacos, entre otros.

A pesar de que a principios de los años sesenta la mortalidad en la infancia se había reducido un 75 por ciento y la de 1 a 4 años un 95 por ciento, sus niveles se situaban aún entre los más altos de los países occidentales. No fue hasta las siguientes décadas cuando se produjo una nueva aceleración en la caída de la mortalidad infantil, y la consiguiente confluencia con los países más avanzados, por factores imbricados con el mayor desarrollo económico de España, con la generalización de una estructura socio-sanitaria de atención materno-infantil, y con los avances en el campo de la obstetricia. El papel de los factores sociosanitarios y de la tecnología médica ha resultado clave en la evolución del periodo más reciente, y si bien las posibilidades de mejora son cada vez más limitadas, la persistencia de desigualdades sociales y territoriales en la mortalidad en torno al parto revelan la existencia de un margen de actuación, detectando e incidiendo sobre determinados grupos de riesgo. El papel de los factores relacionados con la salud pública se constata también en la tendencia a una reducción de la mortalidad prevenible y tratable en la población de 1 a 14 años.

- La transformación de riesgos en las edades adultas-jóvenes

El descenso de las causas infecciosas en las primeras décadas del siglo XX se truncó durante los años de la Guerra Civil y de la posguerra por un rebrote de la tuberculosis, debido al deterioro de las condiciones higiénicas y de alojamiento, y por un incremento de las causas externas. Un contexto socioeconómico más propicio en los años cincuenta y el acceso a nuevos fármacos permitió una fuerte reducción de la mortalidad tuberculosa, que devino clave en la caída de la mortalidad adulta a mediados de siglo. A partir de los años sesenta se entró en una fase de divergencia en la trayectoria de las tasas de ambos sexos, al frenarse la tendencia descendente en los hombres y mantenerse, aunque a menor ritmo, en las mujeres. Los factores de esa estabilización son difíciles de cuantificar pero debieron intervenir algunas disfunciones ligadas al modelo de desarrollo económico de la época, basado en la transferencia de trabajadores poco cualificados de la agricultura a la industria, en un contexto de nulas preocupaciones sobre las condiciones laborales, y la intensificación de las migraciones campo-ciudad, con los consabidos déficits de vivienda y de equipamientos socio-sanitarios. La mortalidad en esa franja de edades pasó a estar dominada por las causas externas, que a mediados de los años setenta representaban el 60 por ciento de las defunciones masculinas de 15 a 24 años y el 40 por ciento de las de 25 a 39 años.

En los años ochenta surgió una nueva etapa caracterizada por una “crisis” de mortalidad en los adultos más jóvenes, especialmente en los hombres. La situación política y social de España provocó que los cambios culturales y en los estilos de vida se diesen más tarde que en otros países y coincidiesen con un contexto económico menos favorable. Las causas de ese incremento fueron los accidentes de tráfico, la patología del SIDA, las relacionadas con



el consumo de estupefacientes, que además coadyuvaban al incremento de las anteriores, y los suicidios. Visto en perspectiva, resulta significativo que el riesgo de morir de un joven español fuese en 1991 superior al de un joven de principios de los años sesenta. Si bien en los últimos años se han controlado o mitigado algunos de factores de riesgo, éstos continúan constituyendo uno de los principales retos de las políticas de salud comunitaria, ya que la mortalidad prevenible masculina equivale al 65 por ciento de la mortalidad total de los jóvenes y adultos de 15 a 39 años, y contribuye de forma significativa a que la situación de los hombres no sea tan favorable como la de las mujeres en el contexto internacional.

- Las edades adultas-maduras: una etapa de transición en la vida

El patrón de morbilidad en estas edades se encuentra inmerso en una etapa de transición, siendo también un periodo de tránsito entre dos etapas de la vida. Las trayectorias de los grupos de menor edad guardan paralelismo con las de los adultos-jóvenes, con una intensificación de la pendiente de descenso en las décadas centrales del siglo y su posterior ralentización, sobre todo en los hombres; mientras que en las de los grupos de más edad se ha mantenido la tendencia descendente. A mediados del siglo pasado se produjo una primera modificación del patrón epidemiológico a raíz del control de las principales causas transmisibles, la tuberculosis en la población adulta y la neumonía en la población madura. En ese periodo se constata el inicio de una fase descendente en la mortalidad por causas del aparato circulatorio en las mujeres, similar a la observada en otros países mediterráneos, que estaría relacionada con los hábitos nutricionales y los modos de vida de esos países.

En las últimas décadas se ha producido la segunda transformación del patrón de mortalidad, al sustituir los tumores a las causas del aparato circulatorio como principal causa de muerte en estas edades. En la inversión de la tendencia de la mortalidad isquémica en los hombres, y en el afianzamiento en el descenso del resto de causas del aparato circulatorio, habrían desempeñado un papel relevante las campañas de detección precoz de factores de riesgo, la organización de los servicios sanitarios, los avances farmacológicos y la tecnología médica, que habrían propiciado una mayor probabilidad de supervivencia. En contrapartida, hasta el periodo más reciente no se ha invertido la tendencia creciente de la mortalidad por tumores broncopulmonares en los hombres, al tiempo que se vislumbra el inicio de una senda ascendente en las mujeres, ya manifiesta en las edades maduras, al acceder a esas edades generaciones de españolas en las que el hábito de fumar estuvo más extendido. En comparación con la experiencia de otros países, cabe suponer que el acceso más tardío de las españolas al tabaquismo, junto a una mayor sensibilización social y las campañas de prevención, circunscribirán su impacto a un menor número de cohortes, al tiempo que éstas se beneficiaran de los avances en el diagnóstico precoz y en los tratamientos oncológicos.

- El aumento de la supervivencia en las edades avanzadas

El aspecto clave de la evolución de la mortalidad en los grupos de población de más edad ha sido el inicio de una clara tendencia descendente a partir de la década de los setenta, tal como se constata en la aceleración de la trayectoria de la esperanza de vida a la edad 80. La

mejora de la supervivencia en estas edades se ha debido básicamente a una fuerte caída en la mortalidad por causas del aparato circulatorio, del orden del 70 por ciento en el grupo de 65 a 79 años y del 50 por ciento en la población mayor de 80 años entre 1970-71 y 2003-04, y también a una reducción de las causas del aparato respiratorio y digestivo en los grupos de menos edad. A raíz de ese descenso, en el patrón de morbilidad de la población más anciana han adquirido un creciente peso los trastornos mentales, las enfermedades del sistema nervioso central y algunas enfermedades del aparato respiratorio.

¿Hasta qué punto la trayectoria de los riesgos de morir en esas edades responde a la presencia de generaciones sometidas a un proceso de “selección”? Individuos que sobrevivieron a un contexto de penurias nutricionales y deficientes condiciones higiénicas en su infancia y adolescencia, en un entorno de alta incidencia de las enfermedades infecciosas, y que en su adultez padecieron conflictos bélicos y duras posguerras, pero que al mismo tiempo se han beneficiado de mejoras en el contexto socioeconómico y del progreso médico y en la salud pública en su madurez y ancianidad. El análisis generacional de la evolución del potencial de años vividos por las cohortes españolas entre las edades exactas 70-80 y 80-90 ha mostrado que la trayectoria ascendente no se dio en las mismas generaciones, sino que se encuentra desplazada en función de la edad, lo que indicaría que nos encontramos básicamente ante una dinámica de momento, ligada a una mejora en las condiciones de vida de los ancianos, por la progresiva universalización de prestaciones, tanto de pensiones como asistenciales y sanitarias, y por el papel de la “revolución cardiovascular” acaecida en las últimas décadas. Ese papel se ha constatado también en la evolución a lo largo del siglo XX de los potenciales de años vividos entre los 65 y los 90 años por los residentes en España, Francia y Suecia, que se caracterizan por una trayectoria relativamente pareja en los tres países, aunque ligeramente demorada en el tiempo en España.

#### *Fases de la transición y ganancias de años de vida*

En las primeras décadas del siglo XX el esquema de ganancias de años de vida de la población española era el propio de una sociedad al final de la segunda fase de la transición epidemiológica, con una fuerte concentración de las ganancias en la niñez por la reducción de las enfermedades infecciosas, especialmente de la diarrea y de la enteritis, y de las del aparato respiratorio. En esos años, si exceptuamos las ganancias asociadas a un descenso de los riesgos reproductivos, la contribución del resto de edades era decreciente, siendo marginal en las maduras y avanzadas. En las décadas centrales del siglo, entre 1931 y 1951, a pesar del freno que significaron los años de la Guerra Civil y de la inmediata posguerra, se produjeron avances muy significativos en la vida media de los españoles básicamente por la reducción de la mortalidad diarreica en la infancia en la década de los cuarenta. En las dos décadas siguientes se profundizó en el descenso de los riesgos en la infancia y en el control de la mortalidad de etiología transmisible, destacando las ganancias de años de vida en las edades adultas imputables al control de la mortalidad por tuberculosis. A raíz de un primer descenso de la mortalidad cardiovascular, la contribución de las edades maduras y de las

ancianas superó por primera vez a la de las edades adultas en las mujeres, presagiando la aparición de un nuevo esquema de ganancias de años de vida.

En las últimas décadas se ha producido la transformación definitiva en el esquema de ganancias por la pérdida de papel de la infancia y por la concentración de esas ganancias en las edades avanzadas. En el conjunto de la tres últimas décadas del siglo pasado, y en ambos sexos, la contribución al avance de la esperanza de vida de la reducción de las tasas de mortalidad en las edades maduras y ancianas ha superado a la de la infancia y a la de las edades adultas. El desplazamiento y concentración de las ganancias al final de la vida se constata claramente en las mujeres españolas, ya que el descenso de los riesgos de morir a partir de los 65 años ha contribuido en 1,5 años al incremento de sus expectativas de vida en el último decenio del siglo XX, lo que equivale a un 62 por ciento del total. La contribución de esas edades ha sido menor en los hombres, en torno de 1 año, al encontrarse en un estadio más retrasado en la reducción de la mortalidad cardiovascular. En España, a esa tendencia de fondo, que algunos autores consideran el rasgo distintivo de la actual fase de la transición epidemiológica, se superpuso la "crisis" de mortalidad de los adultos-jóvenes. Las pérdidas de años de vida por el SIDA y los accidentes de tráfico lentificaron la trayectoria de la esperanza de vida masculina a finales de los años ochenta y principios de los noventa; mientras que la posterior recuperación de dichas pérdidas explica la importante mejora acaecida en los últimos años.

El marco de la transición epidemiológica constituye una referencia obligada a la hora de abordar el descenso de la mortalidad y las transformaciones que conlleva en los patrones de mortalidad por edad y por causa. No obstante, como se ha analizado en el marco teórico, la definición y la categorización de sus etapas ha sido y es objeto de discusión, pues si bien existe un consenso sobre los rasgos básicos que definen sus primeros estadios, no sucede lo mismo en relación con las tendencias más recientes. En este sentido, para interpretar las tendencias a largo plazo, parece más adecuado sintetizar la transición en un menor número de estadios, pero más claramente definidos. Desde esa óptica la transformación del patrón epidemiológico de la población española presenta dos etapas diferenciadas. La primera, hasta principios de la década de los sesenta, en la que el ritmo de descenso de la mortalidad general estaba condicionado por la caída de las causas infecto-contagiosas y por la tendencia de fondo a un progresivo descenso de la mortalidad por causas no transmisibles, sin incluir las del aparato circulatorio y los cánceres. La segunda etapa, desde principios de los años setenta, de aceleración en la trayectoria de caída de la mortalidad cardiovascular, cuya pendiente se ha prolongado hasta nuestros días. Paralelamente, se ha mantenido, hasta el periodo más reciente, la trayectoria ascendente de la mortalidad por cáncer en los hombres, mientras que en las mujeres su tendencia se frenó desde mediados del siglo pasado. El resto de causas no transmisibles entraron en una fase de estabilización desde mediados del siglo XX, más temprana y manifiesta en los hombres, para incrementarse recientemente ya que el descenso de las enfermedades cardiovasculares ha provocado la emergencia de otras causas, como las mentales y las del sistema nervioso central, sobre todo en las mujeres. A raíz de esas tendencias, el patrón de mortalidad por causas ha continuado modificándose, superando en los últimos años la tasa estandarizada de mortalidad del agregado de cánceres a la de las enfermedades del aparato circulatorio en los

hombres, y presagiando que en un futuro más o menos próximo sucederá lo mismo con el resto de causas no transmisibles en las mujeres. Este esquema en dos fases definidas en función de la reducción de las causas de muerte que dominaban en cada periodo el patrón epidemiológico, inicialmente las infectocontagiosas y posteriormente las cardiovasculares, remite al concepto de “transición sanitaria” de F. Meslé y J. Vallin, y al esquema evolutivo propuesto por S. Horiuchi.

### *Sobre los diferenciales de mortalidad por sexo*

A principios del siglo XX la sobremortalidad masculina no era un fenómeno generalizado, ya que en la pubertad y en las edades fecundas los riesgos de morir de las mujeres eran más elevados. El descenso de la fecundidad, las mejoras nutricionales y ambientales, y la mayor valoración social de la mujer favorecieron la reducción de algunas de las causas específicas de mortalidad femenina. Además, el propio descenso de las enfermedades infecciosas, cuya incidencia era menos discriminante en función del sexo, provocó la progresiva aparición de un patrón de morbilidad en el que cada vez más predominaban causas de muerte que tenían una desigual incidencia en los hombres y en las mujeres. Si bien esos procesos se fueron desarrollando en la primera mitad del siglo XX, si exceptuamos los años de la Guerra Civil, los cocientes de mortalidad masculinos en ninguna edad duplicaron a los femeninos hasta principios de la década de los sesenta. A pesar de ello, la diferencia de vida media entre sexos aumentó en la primera mitad del siglo XX de los 2,7 años del bienio 1911-2 a los 4,7 años del bienio 1951-2. Una parte de esos diferenciales respondían a factores biológicos que se traducían en una mayor mortalidad masculina en la niñez. Así, si descontamos los mayores riesgos de morir de los varones en la primera década de la vida, los diferenciales de esperanza de vida entre sexos se reducirían a 0,9 años en 1911-12 y a 3,7 años en 1951-52.

A partir de los años sesenta se fueron intensificado las desigualdades de mortalidad entre hombres y mujeres, surgiendo dos claras modas de sobremortalidad masculina: una en las edades adultas-jóvenes; otra en las maduras y en las ancianas más jóvenes. El descenso de la mortalidad tuberculosa dejó paso a una estructura de la mortalidad en las edades adultas muy discriminante en función del sexo debido, inicialmente, a ciertas disfunciones del modelo de desarrollo económico, y, posteriormente, a factores relacionados con los estilos de vida de la juventud, como los accidentes de tráfico, el SIDA o las drogodependencias. No deja de ser significativo que, en términos relativos, la mayor sobremortalidad masculina del siglo se diese en los años ochenta y principios de los noventa, con cocientes de mortalidad masculinos entre los 15 y los 40 años que superaban a los femeninos en un 300 por ciento en algunas edades. Al mismo tiempo, se fue consolidando la moda de las edades maduras y de las primeras ancianas por la reducción más temprana de la mortalidad cardiovascular en las mujeres y por la mayor incidencia de los tumores en los hombres. En la configuración de esa moda habría jugado un papel básico la llegada a esas edades de generaciones que vivieron su adultez en una España en la que las normas y los valores trazaban una clara divisoria entre sexos no sólo en relación con su posición social y laboral sino también en sus estilos de vida y en sus comportamientos ante la salud.

En el cenit de la crisis de mortalidad de los adultos-jóvenes masculinos se llegaron a superar los 7 años de diferencia de vida media entre sexos, para reducirse posteriormente hasta los 6,8 años de principios de este siglo. Hoy en día, la mayor parte de dicho diferencial, alrededor de 4,4 años, se concentra a partir de los 60 años, fundamentalmente por tumores, como los broncopulmonares, por causas isquémicas y por enfermedades crónicas de las vías respiratorias. En sentido opuesto, la menor mortalidad cardiovascular y por tumores en las mujeres hace que afloren en los grupos de mayor edad un conjunto de causas ligadas al envejecimiento, como el Alzheimer o los trastornos seniles, que les restan años de vida respecto de sus coetáneos masculinos.

La conjunción entre algunas de las tendencias más recientes, a expensas de fenómenos difícilmente previsibles, como lo fue en su día el SIDA, permiten presagiar que a medio plazo se producirá una contracción de los diferenciales de vida entre sexos. Entre esas tendencias: a) la pérdida de peso de los diferenciales en la infancia; b) la reciente tendencia favorable de la mortalidad prevenible en los adultos más jóvenes, cuyo efecto será mayor en los hombres; y, c) la reducción de algunas de las principales causas de sobremortalidad masculina en la madurez, que puede verse acompañada por un incremento de su incidencia en las mujeres, como serían los tumores broncopulmonares. Finalmente, en el supuesto de que aumentasen las ratios de sobremortalidad masculina al final de la vida su efecto sobre las desigualdades de esperanza de vida al nacer sería cada vez menor.

### **La dimensión territorial de la mortalidad**

El descenso de los riesgos de morir desde los años sesenta, si bien ha sido generalizado en el territorio, no ha conllevado a una reducción de las desigualdades de mortalidad en función del lugar de residencia, aunque sí una profunda modificación de su patrón espacial.

#### *El patrón espacial de la mortalidad: de la transformación a la estabilidad*

En las últimas décadas, ha emergido y se ha consolidado en España una nueva dicotomía territorial que, a grandes rasgos, contrapone un espacio de mortalidad favorable en el norte peninsular con un entorno de elevada mortalidad relativa en el sur. La comparación de la actual geografía de la mortalidad con la de principios de los años sesenta revela la magnitud de los cambios acaecidos: a) la consolidación de la zona sudoccidental de la península como una área de sobremortalidad relativa, que se extiende por la Andalucía Oriental y el Levante; b) la inversión de la posición relativa de las provincias de la submeseta norte, que conforman en las últimas décadas la zona más favorecida; c) la ampliación del espacio noroccidental como un entorno de baja mortalidad; d) el retroceso de algunas provincias de la cornisa cantábrica en los hombres, que se relacionaría con efectos derivados del impacto de la crisis

económica de los setenta y ochenta, al afectar a las regiones más industrializadas; y, e) el deterioro de la posición relativa de las provincias insulares.

El análisis de las tasas estandarizadas de mortalidad ha mostrado una serie de aspectos relevantes en ese proceso de transformación de la geografía de la mortalidad:

- La transformación se ha realizado de forma paulatina siguiendo una misma dirección, ya que, a excepción de algunas provincias norteñas en el periodo más reciente, y sobre todo en los hombres, no se constatan rupturas en sus grandes tendencias, lo que indicaría que el proceso presenta rasgos que podrían calificarse de estructurales. Resulta muy significativa la alta consistencia de las pautas espaciales en el último decenio del siglo pasado, ya que 25 provincias en los hombres y 23 en las mujeres tenían unos niveles de mortalidad significativamente inferiores a los nacionales tanto en 1990-92 como en 2000-02, mientras que con niveles superiores a los nacionales en ambos trienios, había 13 provincias en los hombres y 17 en las mujeres.
- La configuración de unos espacios de mortalidad más semejantes en ambos sexos, fruto de una aproximación en los factores de riesgo de los hombres y de las mujeres en un mismo territorio, y de una progresiva diferenciación en los riesgos individuales, colectivos y del entorno entre el norte y el sur peninsular. Si consideramos aquellas provincias que tenían unos niveles de mortalidad significativamente diferentes de los españoles tanto en los hombres como en las mujeres, la concordancia entre ambos sexos era total a principios de este siglo, si exceptuamos la provincia de Vizcaya con un nivel de mortalidad superior al nacional en los hombres e inferior en las mujeres.
- Los avances en la supervivencia de la población no han repercutido en una contracción de las desigualdades relativas de mortalidad en función del lugar de residencia. A excepción de los hombres en el periodo más reciente, se ha producido más bien el fenómeno contrario, ya que ha aumentado la variabilidad interprovincial de las tasas estandarizadas, especialmente en las mujeres. Idénticas conclusiones se desprenden de los indicadores de variabilidad provincial de la esperanza de vida a la edad 65.

En síntesis, la actual geografía de la mortalidad emergió en la década de los sesenta y en la primera mitad de los años setenta debido a la concentración de las mejoras relativas más importantes en el interior-norte peninsular y al relativo estancamiento de las andaluzas, especialmente las de su vertiente occidental, junto con avances muy moderados en las provincias insulares y de la cornisa cantábrica en los hombres, y en el litoral levantino en las mujeres. En las décadas posteriores, se fueron consolidando esos espacios, en un contexto de estabilización, cuando no de acentuación, de las desigualdades territoriales de mortalidad.

#### *Acerca de las desigualdades provinciales de vida media*

Entre 1961 y 2001, la esperanza de vida al nacer, en términos medios provinciales, ha aumentado 9,4 años en los hombres y 11,6 años en las mujeres, pero esas cifras medias camuflan significativas disparidades territoriales. En los hombres, de los más de 12 años de ganancia de los residentes en Burgos, León, Palencia y Zamora; a los menos de 8 años de

los habitantes de las provincias insulares, Almería, Córdoba, Málaga y Murcia. En las mujeres, de los más de 14 años de provincias como Burgos, Guadalajara, León, Segovia o Soria, a los menos de 10 años de las mujeres andaluzas, murcianas e isleñas. Si bien el margen de recorrido que tenían las provincias del interior era mayor, debido a unos riesgos de morir más elevados en los primeros años de vida a principios de la década de los sesenta, resulta relevante que en los periodos más recientes no se ha constatado la existencia de relación significativa entre el valor inicial y el incremento de la esperanza de vida al nacer: es decir, las ganancias han sido relativamente independientes de los niveles de partida.

El descenso de la mortalidad y la transición en los riesgos provoca que la geografía de la mortalidad responda cada vez más a diferenciales de supervivencia en la población anciana, sobre todo en las mujeres, y al desigual impacto territorial de algunas enfermedades catalogadas de “sociedad”, con mayor intensidad en los hombres. A principios de la década de los sesenta el 40 por ciento de las desigualdades interprovinciales de vida media en los hombres y el 45 por ciento en las mujeres respondían a diferenciales en los riesgos de morir antes del quinceavo aniversario de vida, mientras que la contribución de las edades avanzadas era del 23 por ciento en los hombres y del 27 por ciento en las mujeres. En los albores de este siglo, dos tercios de la variabilidad interprovincial de vida media en las mujeres se explica por los diferenciales de supervivencia en las edades avanzadas; mientras que en los hombres la contribución de esas edades es menor, alrededor del 50 por ciento, ya que también tienen un elevado poder explicativo las desigualdades en las edades adultas más tempranas y, sobre todo, en las maduras.

En la España del desarrollismo franquista las desigualdades de vida media presentaban unas pautas territoriales más difusas como consecuencia de unos patrones de mortalidad por edad muy contrastados. La existencia de esos modelos territoriales de mortalidad por edad, que en muchos casos presentaban una continuidad con los observados a principios del siglo XX, se constata más claramente en las mujeres: desde regiones, como Illes Balears, con una favorable posición relativa en todas las etapas del ciclo vital, a otras, como Castilla y León, con una situación negativa en todas ellas, pasando por contextos intermedios, como el valenciano con riesgos inferiores a los nacionales en la niñez y la adolescencia, o el gallego en la madurez y la ancianidad. Al mismo tiempo, y con todas las precauciones respecto de la calidad de las estadísticas de causas de muerte de ese periodo, en la década de los sesenta se constatan unas pautas territoriales que en algunas causas de muerte, como la diabetes, las del aparato circulatorio y las del aparato digestivo, presagian las actuales.

Las desigualdades de mortalidad de principios de los años sesenta serían imputables a diferencias de ritmo y de fase en el proceso de la transición epidemiológica, cuya explicación remite a asimetrías en el propio proceso de desarrollo socioeconómico de las regiones españolas. Por un lado, aquellas provincias en las que los determinantes básicos o de tipo más tradicional eran aún relevantes, lo que se reflejaba en una mayor incidencia de las causas infectocontagiosa y en unos riesgos de morir en la infancia más elevados, cuando los niveles de privación eran altos. Por otro lado, aquellas provincias que se encontraban en un estadio más avanzado de la transición, básicamente en la reducción de los remanentes de mortalidad tradicional y de mortalidad en la infancia, con un patrón epidemiológico más

moderno, en el que incidían disfunciones ligadas al modelo de desarrollo de la época, de tal manera que en las áreas más industrializadas la mortalidad por tumores, por causas del aparato circulatorio y por cirrosis, entre otras causas, era mayor. La comparación de los modelos explicativos de 1961 y de 1971 ha mostrado que en la década de los sesenta las variables relacionadas con el nivel de desarrollo de las provincias y con el sistema sanitario fueron adquiriendo una mayor relevancia en detrimento de factores de tipo más tradicional relacionados con la privación. Un ejemplo de la pérdida de peso de los determinantes tradicionales lo constituye la fecundidad, ya que a principios de los años sesenta todavía se daba una relación significativa a escala provincial, a igualdad en el resto de factores, entre los niveles de fecundidad y los riesgos de morir durante el primer año de vida, mientras que una década más tarde, a principios de los setenta, dicha relación dejó ya de ser significativa.

En el marco de las transformaciones culturales, políticas, sociales y económicas de la España del último cuarto del siglo XX, y en un contexto de aumento y de generalización en las prestaciones sociales y sanitarias, y de avances en el conocimiento científico-médico, la consolidación de una nueva dicotomía espacial en los riesgos de morir debe ser y es motivo de reflexión. Las pautas espaciales de la mortalidad por causa reflejan la configuración de diversos espacios de riesgo, unos de concentración, otros de dispersión, que además se caracterizan por su elevada consistencia temporal. Si tomamos como referencia la población masculina, el núcleo constituido por las provincias de Cádiz, Málaga y Sevilla presenta, en tres o en cuatro de los periodos analizados, una mortalidad significativamente superior a la del conjunto nacional en más de 10 de las 18 causas de muerte estudiadas; mientras que la situación contraria, es decir de una baja concentración de riesgos, se observa en la mayoría de las provincias ubicadas en el interior-norte de la península. A principios de este siglo, las causas de muerte que presentaban una mayor diferenciación territorial en los hombres eran la patología del SIDA, los tumores broncopulmonares, las enfermedades isquémicas, las cerebrovasculares y las causas del aparato respiratorio; mientras que en las mujeres las más discriminantes eran las del aparato circulatorio, además de la diabetes. Más relevante resulta la variabilidad territorial que se constata todavía en aquellas causas que la literatura médica considera como prevenibles y/o tratables médicamente, y cuya distribución dibuja un mapa similar al de las tasas estandarizadas totales: es decir, de mayor incidencia en el sur peninsular en ambos sexos, y en algunas provincias norteñas también en los hombres.

#### *Sobre la convergencia territorial*

La cuestión sobre la convergencia territorial de la mortalidad a corto y medio plazo plantea interrogantes sobre el propio proceso de la transición epidemiológica. Las ganancias de años de vida han sido el fruto de un proceso de reducción de aquellas causas de muerte que en cada época dominaban el patrón de morbilidad. Así, las desigualdades de esperanza de vida al nacer en la década de los sesenta remiten, en gran medida, a diferencias de fase y ritmo entre las provincias españolas en el descenso secular de la mortalidad de etiología transmisible, especialmente en los primeros años de vida. Si en los últimos decenios el motor de los avances ha sido el descenso de la mortalidad cardiovascular en las edades maduras y



en las avanzadas, puede plantearse que una parte de las actuales desigualdades territoriales de vida media se deben a ligeras diferencias cronológicas en el acceso a ese nuevo estadio de la transición y en la intensidad de sus ganancias. En este sentido, la paulatina reducción del margen de ganancias asociado al control de la mortalidad cardiovascular iría por la senda de contraer esas desigualdades conforme las distintas provincias fuesen alcanzando bajas tasas de mortalidad por esas causas y su incidencia se desplazase a edades cada vez más avanzadas. La paulatina emergencia de un patrón de mayor predominio de los tumores y de ciertas enfermedades ligadas al envejecimiento, como las demencias, puede mantener o generar nuevas desigualdades territoriales. Además, la experiencia de los años noventa ha enseñado que no puede soslayarse el papel que en determinados momentos pueden jugar otras causas y en otras etapas de la vida, por la aparición de enfermedades o por la reemergencia de otras, sobre la vida media de la población y sobre sus pautas espaciales.

Las tendencias más recientes, no obstante, no muestran todavía signos de un proceso significativo de convergencia territorial. En primer lugar, las pautas espaciales de mortalidad por causa, sobre todo de aquellas que explican una parte considerable de la variabilidad territorial de vida media, se han caracterizado por su alta estabilidad y por la persistencia de significativas desigualdades en los riesgos de morir<sup>471</sup>. En segundo lugar, la configuración de espacios de concentración de riesgos indica que las desigualdades abarcan un conjunto más amplio de factores y de causas de muerte. En tercer lugar, la dicotomía espacial se da tanto en aquellas causas consideradas prematuras como en la tendencia de fondo de la mortalidad en las edades avanzadas. En cuarto lugar, la evolución de las expectativas de vida de las mujeres, menos sujetas que las de los hombres al juego de pérdidas y recuperaciones de años de vida en las edades adultas, ha revelado que las ganancias no han transcurrido por la senda de la convergencia, ya que las residentes en aquellas Comunidades Autónomas que a mediados de los años ochenta gozaban de unas menores expectativas de vida a la edad 40 tienden a ser también las que menos se han beneficiado del descenso de las tasas de mortalidad en las edades maduras y avanzadas en los últimos quince años.

### **Mortalidad y dinámica demográfica**

Al hablar de la dinámica demográfica de la población española el interés se centra en la natalidad y, más recientemente, en el fenómeno de la inmigración extranjera, mientras que la

---

<sup>471</sup> Los datos de los últimos quinquenios muestran una muy ligera reducción del peso de las causas del aparato circulatorio en la explicación de los diferenciales interprovinciales de esperanza de vida al nacer. Así, en el trienio 1985-87 las enfermedades del aparato circulatorio contribuyeron en 42 céntesimas de año (25% de la diferencia total) en los hombres y en 45 céntesimas (32 por ciento del total) en las mujeres al diferencial medio de esperanza de vida entre las provincias y el conjunto nacional, mientras que a principios de este siglo su contribución fue de 31 céntesimas de año (22 por ciento del total) en los hombres y de 35 céntesimas (29 por ciento del total) en las mujeres.

mortalidad tiende a recibir un tratamiento más sucinto, que, a menudo, se ciñe a referencias acerca de su impacto en el envejecimiento de la pirámide poblacional por su cúspide. En las proyecciones de población se constata una tendencia similar, ya que suelen concentrarse más esfuerzos en la delimitación, incluso en la controversia, de los escenarios de fecundidad y de migración que en los de mortalidad. En parte, esa actitud es un reflejo de la propia trayectoria de los distintos fenómenos demográficos, ya que a la caída de la fecundidad y a la imprevisibilidad de la migración exterior, se le contrapone una tendencia de fondo más constante y sostenida de descenso de la mortalidad. No obstante, en los próximos decenios los avances en la longevidad de la población serán claves en la evolución de las cifras de personas mayores. Uno de los principales retos a los que habrá de hacer frente la sociedad española será la satisfacción de las crecientes demandas y necesidades de ese colectivo, que se verán intensificadas por un fuerte incremento de los más mayores, del segmento de la “cuarta edad”. Los ejercicios de prospección, a medio y largo plazo, permiten constatar las consecuencias demográficas que se derivarían de diversos escenarios de supervivencia y su efecto sobre la evolución de la población anciana.

#### *Mortalidad, crecimiento de la población y estructura por edades*

El descenso de la mortalidad ha sido un factor básico del crecimiento demográfico: por un lado, un mayor número de individuos ha sobrevivido a la mortalidad ordinaria de cada año; por otro lado, un porcentaje cada vez mayor de los miembros de la cohorte ha alcanzado las edades reproductivas, contribuyendo al proceso de reemplazo de las generaciones.

En relación con el primer aspecto, si exceptuamos la mortandad de la Gripe de 1918 y el aumento de la mortalidad en los años de la Guerra Civil y la inmediata posguerra, durante la primera mitad del siglo XX se asistió a una fuerte y sostenida caída de la tasa de mortalidad, al pasar de valores cercanos al 30 por mil a principios de la centuria, a niveles por debajo del 10 por mil desde principios de los años cincuenta. La posterior estabilización de la tasa bruta de mortalidad en la segunda mitad del siglo XX se ha visto truncada por un ligero repunte en los últimos años debido al incremento del peso relativo de los efectivos de población sujetos a riesgos de morir más elevados. Ese repunte coincidió temporalmente con una fuerte caída de la tasa de natalidad, lo que provocó que en la década de los noventa el crecimiento natural de la población fuese casi nulo. Esa tendencia, común a otros países occidentales, se ha visto más que contrarrestada por la eclosión de la inmigración extranjera, dándose actualmente los mayores crecimientos demográficos del último siglo. La España fecunda y emigratoria de los años sesenta, ha sido reemplazada por un país de alta longevidad, de baja fecundidad, y de atracción de contingentes de población extranjera.

En relación con el segundo aspecto, en las cohortes nacidas en la España de la primera mitad del siglo XX se produjo un claro efecto de compensación entre los dos fenómenos que intervienen en la reproducción de una población. Mientras que la descendencia final de las mujeres fue reduciéndose, de los 2,84 hijos de la cohorte 1910 a los 2,17 de la cohorte 1950, la tasa neta de reproducción se mantuvo relativamente estable, e incluso aumentó en las

generaciones nacidas en los años treinta y cuarenta, debido a una sustancial mejora en las probabilidades de supervivencia entre el nacimiento y la edad de ser madres. De las mujeres que nacieron en la España de 1910 sólo un 66 por ciento celebraron su trigésimo aniversario, mientras que dicho porcentaje alcanzó el 91 por ciento para la generación nacida a mediados de siglo. Además, en un periodo de fuerte descenso de la mortalidad en las primeras etapas del ciclo vital, en relación con sus progenitoras, un menor contingente de hijas dio lugar a un mayor número de madres, lo que garantizó el crecimiento de la población española, una vez descontadas las migraciones. En otras palabras, la contracción de la descendencia final de las cohortes nacidas en la primera mitad del siglo XX se vio contrarrestada por el progresivo descenso en los riesgos de morir en la infancia y en la adolescencia, al tiempo que la alta mortalidad de las madres se vio resarcida por la mayor supervivencia de sus hijas. En las cohortes más recientes, las nacidas en la segunda mitad del siglo XX, la pérdida directa por efecto de la mortalidad ha sido cada vez menor, pero también lo será el efecto compensador de la mayor supervivencia de las hijas respecto de sus madres, debido a los bajos riesgos de morir antes de los 30 años. En este sentido, la mortalidad ha perdido su protagonismo en el mecanismo de la reproducción, configurándose la fecundidad como el determinante.

Paralelamente, la concentración de las ganancias de años de vida en edades cada vez más avanzadas ha devenido un factor de progresivo envejecimiento por la cúspide de la pirámide poblacional. Para cuantificar ese efecto se ha utilizado una metodología basada en las técnicas de proyección, que presenta la ventaja de soslayar el efecto que sobre la evolución reciente de los contingentes de población anciana han tenido las fluctuaciones históricas en los niveles de natalidad y las migraciones. Del análisis de los resultados se deriva: a) las ganancias de población debidas al descenso de los riesgos de morir se han mantenido, incluso han aumentado ligeramente, a pesar de que los niveles de los riesgos de morir son cada vez menores; b) la mayor longevidad ha provocado un desplazamiento de esos aportes suplementarios de población a edades cada vez más avanzadas, contribuyendo al sobreenviejecimiento del colectivo de los mayores; y, c) la existencia de significativos contrastes entre sexos en las aportaciones absolutas de efectivos y en su distribución por edad han intensificado la feminización de la vejez, sobre todo en las edades más avanzadas.

En términos numéricos, se ha estimado que la reducción de los riesgos de morir desde principios de los años sesenta ha contribuido a un aporte suplementario de 1,5 millones de personas mayores de 65 años a principios de este siglo, lo que equivale a un 30 por ciento de la población anciana del año 2000. Al darse esas ganancias sobre unos efectivos fuertemente decrecientes con la edad, resultan más ilustrativos los incrementos relativos que han representado, sobre todo en las mujeres. Los avances en la supervivencia de las españolas entre 1960 y 2000 han aportado entre un 10 y 15 por ciento más de efectivos de 65 a 69 años a principios de la actual centuria, mientras que esa contribución se ha situado en torno del 220 por ciento en las mayores de 90 años. Esas mujeres, que a principios de este siglo tenían 90 y más años, han sido beneficiarias en su madurez del descenso de las tasas de mortalidad en los años sesenta y setenta, y en su vejez de los avances en longevidad.

### *Avances en la longevidad y efectivos de población anciana*

Los recientes avances en la longevidad de la población han provocado una ruptura de las visiones tradicionalmente predominantes en las proyecciones de mortalidad, aunque persiste un hondo debate sobre cuáles son los límites de la vida máxima poblacional. Una revisión de las proyecciones de población realizadas en España durante las tres últimas décadas ha mostrado una continua reformulación al alza de las hipótesis de mortalidad conforme su evolución era más favorable que la prevista inicialmente. Sirva de ejemplo que en 1995 el Instituto Nacional de Estadística estimó para el año 2020 una esperanza de vida masculina de 76 años y una femenina de 83,7 años, cuando dichos valores fueron superados por los hombres en el año 2001 e igualados por las mujeres en el año 2004. El cambio hacia una visión más optimista del futuro ha sido generalizado en la mayoría de los países occidentales, tanto por parte de sus institutos estadísticos como de diversos organismos internacionales, pero no es menos cierto que también se han producido reformulaciones a la baja de los escenarios más favorables de mortalidad en aquellos países que, como Francia, mantenían las visiones más optimistas. Por lo tanto, nos encontramos en un contexto en el que no existe un consenso sobre los niveles de esperanza de vida a medio y largo plazo, como revela el hecho de que las mejoras previstas por los institutos estadísticos de los países occidentales son contrastadas y, en gran medida, independientes de los niveles de principios de este siglo. Las actuales hipótesis del INE, con unos horizontes a largo plazo de 81 años de vida media en los hombres y de 87 años en las mujeres, dibujan un panorama, sobre todo en los hombres, de avances relativamente modestos en comparación con los previstos por la mayoría de las oficinas estadísticas de los países de nuestro ámbito social y económico.

En esta tesis se ha analizado cuál es el impacto de las hipótesis de mortalidad en la evolución futura de los efectivos de población anciana a medio y largo plazo; es decir, cuál es la sensibilidad de las proyecciones de población a los escenarios de supervivencia. Dicho análisis resulta pertinente, ya que diferencias en las hipótesis de mortalidad inferiores en muchos casos a las desviaciones cometidas en el pasado desembocarían en unas cifras muy contrastadas en el número de personas mayores y en su estructura demográfica interna. El test de sensibilidad, bajo los supuestos inherentes a la tabla límite de mortalidad utilizada como modelo de referencia, ha permitido cuantificar que un incremento adicional de un año en la esperanza de vida de las mujeres de ahora al 2050 equivale a un aporte suplementario de un 2,4 por ciento más de mujeres de 65 y más años en dicha fecha, y de un 7,5 por ciento más de efectivos femeninos en el segmento de 85 y más años. Las repercusiones sociales y económicas que se derivan de las cifras futuras de mayores, unido a la incertidumbre sobre horizontes tan lejanos, aconseja que en la práctica de las proyecciones de población se considere una horquilla de escenarios que permita, en la medida de lo posible, acotar esa incertidumbre y cuantificar el papel de las estructuras etáreas y de los distintos fenómenos demográficos en el proceso de envejecimiento.

Los escenarios que se han construido responden, básicamente, a diferentes lógicas de la supervivencia en las edades avanzadas, al ser el aspecto clave de las tendencias futuras y el

que plantea más incertidumbre, y también a diversas trayectorias en los riesgos de morir en la adultez y en la madurez. De forma expresa se han descartado escenarios de supervivencia muy confrontados, ya que el objetivo era cuantificar el impacto de la mortalidad sobre la evolución futura de la población anciana utilizando el rango de esperanzas de vida más comúnmente utilizado en las proyecciones de los países occidentales. Los niveles previstos para mediados de este siglo oscilan en los hombres entre los 81,0 y los 86,5 años y en las mujeres entre los 86,0 y los 90,5 años, situándose en el escenario considerado como tendencial o de referencia en los 83,0 y los 88,5 años, respectivamente. En todos los escenarios, y a la luz de las tendencias más recientes, se ha estimado que se producirá una contracción de las desigualdades entre sexos.

En función de la hipótesis migratoria utilizada, una variante corregida del escenario 1 de la proyección del INE, y del mayor o menor ritmo de descenso de la mortalidad, los 7,1 millones de mayores de 65 años del año 2005, aumentarían hasta una horquilla que oscilaría entre los 16,5 y los 19,2 millones en el 2051. En el escenario de referencia se alcanzarían los 17,8 millones a mediados de este siglo, lo que representaría 5,1 millones más de personas en 2031 y 10,6 millones más en 2051. El efecto combinado de la reducción de los riesgos de morir y de la acumulación de las ganancias de años de vida en las edades más avanzadas se refleja en la evolución prevista para el colectivo de los más mayores. Así, considerando nuevamente los resultados del escenario de referencia, será en la denominada “cuarta edad”, en los mayores de 85 años donde se concentrará el mayor ritmo de crecimiento, del 350 por ciento, de los 742 mil individuos del año 2005 a los 3,3 millones previstos a mediados de este siglo.

¿Cuál es la previsibilidad de esas cifras?. Esta es una de las cuestiones que se plantea a los demógrafos cuando presentan los resultados de una proyección. A menos que se utilicen modelos de proyección de tipo probabilístico la respuesta no es cuantificable y, en todo caso, dichos modelos tampoco garantizan una mayor certeza. No obstante, es posible responder en parte a esa cuestión, al tiempo que se matizan los resultados, realizando un ejercicio de descomposición de los incrementos previstos de población anciana. La evolución de ese colectivo dependerá, por un lado, del propio proceso de sustitución de generaciones, las cuales ya se encuentran presentes en la actual pirámide de población, y, por otro lado, de la evolución futura de la mortalidad y del impacto a medio y largo plazo de las migraciones.

El ejercicio de descomposición ha mostrado que el efecto directo asociado a la fuerte inercia que caracteriza las estructuras poblacionales, básicamente la llegada a esas edades de generaciones numerosas, provoca por sí solo un aumento del colectivo de mayores de 65 años de 3,3 millones en el año 2031 y de 4,7 millones en el 2051, situándose dichos valores en medio millón y 1,1 millones en el segmento de 85 y más años. Es el legado de nuestra historia demográfica, que enlaza, a través de la actual pirámide por edades de la población española, el pasado con el futuro. Por su parte, el impacto de las mejoras previstas en la supervivencia, de acuerdo con las hipótesis del escenario de referencia, que son las más acordes con las realizadas en otros países de nuestro, se ha cuantificado en una aportación suplementaria de 1 millón de personas de 65 y más años en 2031 y de 2,6 millones en 2051. En el colectivo de los más mayores es donde mayor impacto tendrán los avances en la longevidad, ya que contribuirá a un incremento de 1,1 millones de personas de 85 y más

años a mediados del presente siglo. Finalmente, el propio envejecimiento del colectivo de migrantes también tendrá, especialmente en el largo plazo, un efecto sobre el crecimiento de la población anciana, aunque en este caso el grado de incertidumbre es muy elevado, tanto en relación con los flujos de entradas del exterior y su distribución por edad, como de la intensidad de los fenómenos de retorno. A pesar de ello, y asumiendo la hipótesis migratoria de la actual proyección del INE, el efecto de los flujos migratorios de los próximos años se ha estimado en un aumento neto de los efectivos de 65 y más años de 900 mil personas en 2031 y de 3,3 millones en 2051. En este sentido, los flujos de inmigración si bien añaden efectivos, modulando y mitigando algunas de las ratios de dependencia demográfica, no permiten alterarlas de una forma sustancial, en parte debido a que su estructura demográfica ha venido a reforzar a las generaciones numerosas de nacionales españoles. La alteración significativa de las relaciones numéricas entre los distintos grupos etáneos precisaría de un aumento muy significativo de la natalidad; pero eso remite a otro fenómeno, la fecundidad, que plantea otras cuestiones e interrogantes.

Las anteriores cifras se refieren a las edades de los individuos, no a sus vidas. Tal como se reflexionaba en el último capítulo de esta tesis, las características de la vejez del mañana no serán las mismas que en la actualidad, más aún en un país como España donde se ha producido una importante ruptura en el ciclo vital de las generaciones y en sus roles sociales, especialmente los de las mujeres, en aspectos que abarcan múltiples ámbitos, como las formas de convivencia, los niveles educativos, o la participación laboral, entre otras muchas facetas. De la misma manera, tampoco permanecerá inamovible la esfera de lo social y de lo económico, la cuestión radica en convertir los retos de hoy en las oportunidades del mañana. Parafraseando el título de un libro; el futuro no es lo que era.

\* \* \* \* \*

Los intereses académicos y los avatares profesionales, como los de las otras facetas de la vida, son difíciles de atisbar, pero si el pasado y el presente encauzan el futuro, éstos se centrarán en el campo del estudio de la mortalidad y en las proyecciones de población.

Si consideramos los individuos, la relación entre enfermedad y defunción ha perdido la inmediatez del pasado, al tiempo que los patrones de mortalidad y de morbilidad son menos semejantes. El marco de análisis, favorecido por una mayor disponibilidad de información, se ha ampliado para considerar otros aspectos, como la prevalencia de las enfermedades, la incidencia de las discapacidades y las deficiencias, la percepción que los individuos tienen de su salud, entre otros. La realización de encuestas específicas sobre esos temas ha permitido también un cambio de enfoque en los estudios, abordando esos aspectos desde una óptica longitudinal, enlazando el estado de salud de los individuos con su ciclo de vida.

Si hablamos del presente, sobre todo a la luz de la experiencia reciente, se plantean una serie de cuestiones relacionadas con la cuantificación de los comportamientos demográficos de los extranjeros, y cómo éstos pueden incidir en los del conjunto de la población residente en un país. Ese interés se constata también en el campo de las proyecciones, ya que en los países occidentales se observa una tendencia a considerar y tratar cada vez más distintos subgrupos, definidos por su nacionalidad o lugar de nacimiento, formulando hipótesis propias para cada uno de ellos. Obviamente, ese quehacer requiere de un trabajo previo de análisis de pautas y de tendencias, que en gran medida aún está por explorar en nuestro país.

Si consideramos la dimensión espacial, una línea de trabajo iría encaminada a definir y construir indicadores y/o procedimientos que permitiesen obtener resultados lo más robustos posibles y, por lo tanto, lo más alejados de la aleatoriedad de las pequeñas cifras. Al mismo tiempo, la labor de explicar esos diferenciales se verá favorecida por los avances que se produzcan en los marcos teóricos y conceptuales, y por la disponibilidad de un mayor número de variables contextuales, que permitan considerar en los modelos explicativos además de las características sociodemográficas y económicas, las nutricionales, las de estilos de vida, las relacionadas con el entorno medioambiental...

Si pensamos en el futuro, lo primero que nos viene a la mente es la supervivencia en las edades avanzadas. Es sin duda uno de los campos que ha concitado más interés y debate en los últimos años, como se aprecia en la profusión de artículos, seminarios y grupos de trabajo, tanto en los aspectos de cariz más metodológico, de medida y estimación de los riesgos de morir en las etapas finales de la vida, como en los conceptuales, de explicación de sus factores y determinantes, y de previsión de sus tendencias futuras.

Son, por lo tanto, diversas y múltiples líneas de investigación que deseo enlacen mi pasado con mi futuro, tanto académico como profesional.

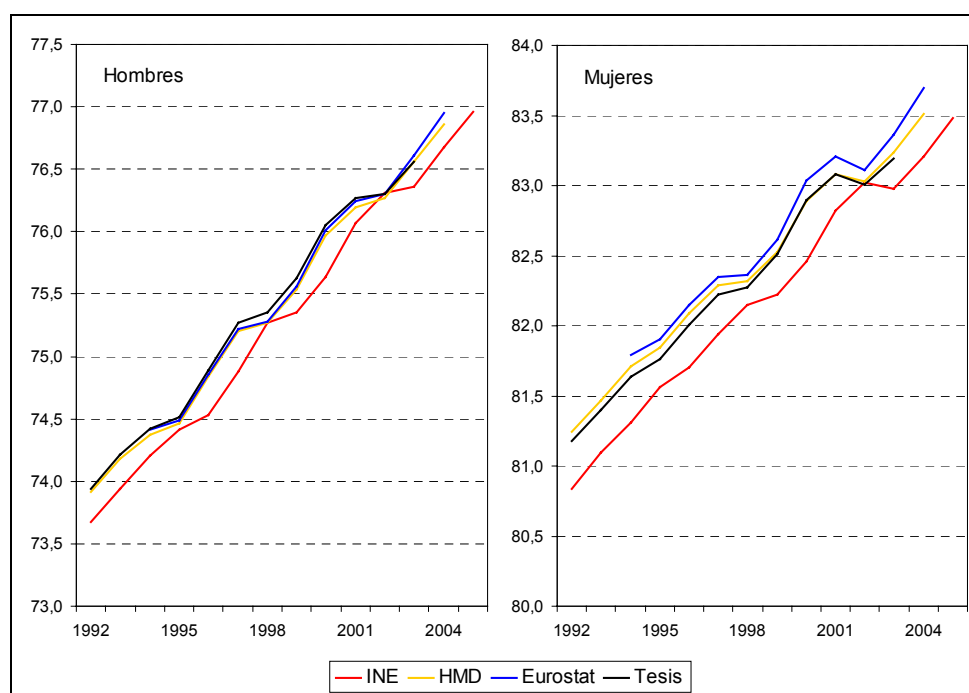




## Adenda

La finalización de esta tesis ha coincidido con la publicación por parte del Instituto Nacional de Estadística de una serie continua de esperanzas de vidas al nacer de España, de las Comunidades Autónomas y de las provincias desde el año 1992. En sentido estricto se trata de tablas de mortalidad bianuales referenciadas al primer año del bienio y, aunque no se dispone todavía de su metodología de cálculo, cabe suponer que el organismo nacional ha utilizado su tradicional protocolo de construcción. La comparación de la serie elaborada en esta investigación y la del INE presenta la limitación del diferente periodo de las tablas, estrictamente anuales en esta tesis y bianuales en las del INE. Asumiendo esa diferencia, se observa un desajuste entre ambas series, ya que los niveles de esperanza de vida que se derivan de esta investigación son sistemáticamente superiores a los de las tablas del INE, con una diferencia de alrededor de 0,3-0,5 años, más relevante en las tablas femeninas.

Gráfico: Comparación entre la esperanza de vida al nacer de las tablas de mortalidad de esta tesis, del INE, de Human Mortality Database, y de Eurostat. España.



Nota: las tablas de esta tesis, las de HMD y las de Eurostat son de dimensión estrictamente anual. Para asegurar una mayor comparabilidad con las tablas bianuales del INE, se ha procedido a realizar la semisuma de los valores de dos años, referenciando dicho valor al primer año del bienio.

Fuente: elaboración a partir de las tablas de mortalidad de esta tesis, de las difundidas por el INE en la serie "Indicadores Demográficos Básicos" ([www.inebase.es](http://www.inebase.es)), de las construidas en el marco del proyecto internacional Human Mortality Database ([www.mortality.org](http://www.mortality.org)), y de las elaboradas por el Observatoire Démographique Européen para Eurostat ([www.eu.int/comm/eurostat](http://www.eu.int/comm/eurostat)).

Ante tal divergencia, se han comparado ambas series con las del proyecto internacional Human Mortality Database (HDM) y con las de la oficina estadística europea (EUROSTAT). Como se observa en el gráfico anterior, las esperanzas de vida al nacer de esas tablas son muy similares en ambos sexos a las estimadas en esta investigación. Por lo tanto, como ya se ha comentado en diversos apartados, se plantean algunos interrogantes sobre el método constructivo del INE, especialmente en aquellos aspectos referidos a la bondad del ajuste de los cocientes en las edades más avanzadas y a la determinación de las expectativas de vida restantes del grupo abierto de la tabla.

En relación con las series territoriales del INE, la representación gráfica de su tendencia muestra en las provincias menos pobladas un elevado componente de aleatoriedad, con fluctuaciones interanuales en la esperanza de vida al nacer que pueden llegar a alcanzar el año de vida. En este sentido, la elección de un año o de otro puede modificar de forma apreciable los resultados y la posición relativa de las provincias en el escalafón nacional. Por lo tanto, parece más idónea la opción de calcular las tablas provinciales a partir de los datos de un periodo más amplio, como el trianual o el cuatrianual, que, si bien conlleva una pérdida de detalle temporal, presenta la gran ventaja de aumentar la estabilidad de los resultados.

#### ADENDA DE LA ADENDA

En el momento de la impresión definitiva de esta tesis, el INE ha difundido también las denominadas Estimaciones de la Población Actual. Ha sido materialmente imposible analizar su metodología de cálculo, pero sí que se ha podido comprobar que las estructuras por edad que sirven de base para esas estimaciones, y que son derivadas del Censo de 2001, han sido sometidas a un proceso previo de suavizado. Además, el organismo estadístico señala que “se rectificaron las poblaciones censales de las tres provincias insulares, sumándoles un total de ciento diez mil habitantes, de los cuales, cuarenta mil correspondieron a Baleares y treinta mil y cuarenta mil, respectivamente, a Santa Cruz de Tenerife y Las Palmas. Dicha rectificación se llevó a cabo en vista del déficit de hojas padronales en la operación de campo del Censo de 2001 en estas provincias” (en [www.ine.es/daco/daco43/epoba/metodo.pdf](http://www.ine.es/daco/daco43/epoba/metodo.pdf)). Obviamente, esa corrección no se ha realizado en esta tesis, ya que sólo cabía asumir, ante la información disponible, como correctos los datos censales, lo que puede introducir un sesgo en los resultados obtenidos para las provincias insulares, que, en este momento, no podemos cuantificar.

---

## **Bibliografía y fuentes**



## Bibliografía referenciada

- AHN, N.; ALONSO, J.; HERCE, J. A. (2003), *Gasto sanitario y envejecimiento de la población española*, Documento de trabajo, nº 7, Fundación BBVA, Bilbao (disponible en [http://w3.grupobbva.com/TLFB/tlfb/TLFBindex\\_pub.jsp](http://w3.grupobbva.com/TLFB/tlfb/TLFBindex_pub.jsp)).
- ALONSO, A.; PEÑA, D.; RODRIGUEZ, J. (2005), *Proyecciones de la población española*, Documento de trabajo, (disponible en <http://halweb.uc3m.es/esp/Personal/personas/-amalonso/esp/wp1.pdf>).
- ANSON, J. (1992), "The second dimension: a proposed measure of the rectangularity of mortality curves", en *Genus*, nº XLVIII, pp. 1-17.
- ARÁN, B.; GISPERT, R.; PUIG, X. et al (2005), "Distribución geográfica y evolución temporal de la mortalidad evitable en Cataluña 1986-2001", en *Gaceta Sanitaria*, vol 19, nº 4, pp. 307-315 (disponible en [http://www.scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0213-91112005000400007&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0213-91112005000400007&lng=es&nrm=iso)).
- ARANGO, J. (1980), "La teoría de la transición demográfica y la experiencia histórica", en *REIS*, nº 10/80, pp. 169-198.
- ARANGO, J. (1982), "Los censos de población españoles en perspectiva histórica", en *Jornadas de Estadística Española*, Vol III, Madrid, comunicación 1.5.
- ARANGO, J. (1987), "La modernización demográfica de la sociedad española", en J. Nadal; A. Carreras y C. Sudrià, *La economía española en el siglo XX: una perspectiva histórica*, Editorial Ariel, Barcelona, pp. 201-236.
- ARBELO, A. (1962), *La mortalidad de la infancia en España, 1901-1950*, C.S.I.C., Madrid.
- ARNAU, J. y SALVADO, X. (1993), *Mortalidad per causes externes en la infancia: Catalunya, 1983-1991*, Departament de Sanitat i Seguretat Social, Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- ARRIAGA, E. (1984), "Measuring and explaining the change in life expectancies", en *Demography*, 21 (1), pp. 83-94.
- AVDEEV, A.; BLUM, A.; ZAKHAROV, S. (1996) "La mortalité a-t-elle vraiment augmenté brutalement entre 1991 et 1995.", en *Dossiers et Recherches*, nº 51, Mars, INED, 80 p.
- BAH, S. y RAJULTON, F. (1991), "Has Canadian Mortality Entered the Fourth Stage of the Epidemiologic Transition?", en *Canadian Studies in Population*, 18 (2), pp. 18-41.
- BANEGAS, J. R.; VILLAR, F.; PÉREZ, C.; JIMÉNEZ, R.; GIL, E.; MUÑOZ, J.; JUANE, R. (1993) "Estudio epidemiológico de los factores de riesgo cardiovascular en la población española de 35 a 64 años", en *Rev San Hig Púb* 1993: 67-6, pp. 419-445.
- BARCIELA C.; GIRADLES, J.; Grupo de Estudios de Historia Rural (2005) "Sector agrario y pesca", en A. Carreras y X. Tafunell (coords.). *Estadísticas Históricas de España, siglos XIX-XX*, Fundación BBVA, pp. 245-356.
- BENACH, J. -dir- (2001), *Atlas de mortalidad en áreas pequeñas en España, 1987-1995*, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona.
- BENJAMIN, B. (1980), "Smoking and Mortality", en S. Preston (ed.), *Biological and Social Aspects of Mortality and the Length of Life*, Ed Ordina, Liege.
- BENJAMÍN, B. (1982), "The Span of Life", en *Journal of the Institute of the Actuaries*, 109, pp. 319-340.
- BERNABEU MESTRE, J. y PINERO, L. (1987), "Condicionantes de la mortalidad entre 1800 y 1930: higiene, salud y medio ambiente", en *Boletín de la ADEH*, 5 (2), pp. 70-79.

- BERNABEU MESTRE, J. (1995), *Enfermedad y población: introducción a los problemas y métodos de la epidemiología histórica*, Seminari d'Estudis sobre la Ciència, Valencia.
- BERNABEU MESTRE, J. (1998), "Transición sanitaria y evolución de la medicina (diagnóstico, profilaxis y terapéutica) 1885-1942", en *Boletín de la ADEH*, 16 (2), pp. 15-38.
- BERNABEU MESTRE, J. y ROBLES, E. (2000), "Demografía y problemas de salud. Unas reflexiones críticas sobre los conceptos de transición demográfica y transición sanitaria" en *Política y Sociedad*, 35, pp. 45-54.
- BLANCO, M. A. y FARRÉ, M. (1991), "Niveaux et causes de mortalité dans les provinces espagnoles", en *Espace, Population et Sociétés*, 1, pp. 151-160.
- BLANES, A. y AJENJO, M. (1994), *Estimació i correcció del subregistre del Moviment Natural de la Població al període 1975-1984: comarques, capitals comarcals, municipis majors de 5.000 habitants i restes comarcals*, CED, mimeo.
- BLANES, A. (1996), *La mortalidad en España, 1960-1991: análisis territorial y por causas*, Memoria de investigación, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona.
- BLANES, A.; PÉREZ, J.; MENACHO, T. (2003), *Les projeccions de població a Catalunya i Espanya. Anàlisi i avaluació*, Centre d'Estudis Demogràfics, mimeo.
- BLANES A., RECAÑO, J.; MENACHO, T. (2004), *Proyección de población de la Comunidad de Madrid, 2002-2017*, Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid, Madrid.
- BLANES, A. y SPIKJER, J. (2005), "La cuarta fase de la transición epidemiológica a Catalunya", ponencia presentada en las II Jornades de Població. *La població a Catalunya*, organizadas por el Centre d'Estudis Demogràfics, febrero 2005, Bellaterra, mimeo.
- BLANES, A. (2006), "Las desigualdades territoriales de mortalidad", en J. A. Fernández Córdón y J. Leal Maldonado (coord) *Análisis territorial de la demografía española 2006*, Exlibris Ediciones y Fundación Abril Martorell, Madrid, pp .
- BOURGEOIS-PICHAT, J. (1952), "Essai sur la mortalité "biologique" de l'homme", en *Population*, 7-3, pp. 381-394.
- BRASS, W. (1971), "On the scale of mortality", en Brass, W., *Biological Aspects of Demography*, Taylor and Francis, Londres, pp. 69-110.
- BURRIEL, E. (1980), "Las deficiencias de las fuentes demográficas: El problema del subregistro en Canarias", en *Estudios Geográficos*, nº 158, pp. 15-46.
- CABRÉ, A. (s.d.), *Taules de mortalitat per a Espanya i les províncies espanyoles (1959-1962)*, trabajo inédito.
- CABRÉ, A. y COSIO, M. (1978), "Le taux brut de mortalité dans les études régionales", en *Les disparités démographiques régionales*, Colloques Nationaux du C.N.R.S., nº 935, Paris.
- CABRÉ, A. (1989), *La reproducció de les generacions catalanes: 1856-1960*, Tesis doctoral, Universitat Autònoma de Barcelona.
- CABRÉ, A. y TORRENTS, A. (1992), "La elevada nupcialidad como posible desencadenante de la transición demográfica en Cataluña", en M. Livi-Bacci (coord.), *Modelos regionales de la transición demográfica en España y Portugal*, Actas del II Congreso de la ADEH, vol 2, IVE / Institut Gil Albert, Alicante.
- CABRÉ, A. y PUJADAS, I. (1993), "La població: immigració i explosió demogràfica", en *Història Econòmica de la Catalunya Contemporània*, vol 5, Enciclopèdia Catalana, Barcelona.
- CABRÉ, A. (1995), "Notes sobre la transició familiar", en *Jornades sobre família i canvi social*, Servei de Documentació i difusió de l'Associació per a les Nacions Unides a Espanya, pp. 31-46.
- CABRÉ, A. -dir-, (2000), *Demografía: una cuestión de dos sexos y cuatro generaciones*, informe realizado para la DG V de la Comisión Europea, Centre d'Estudis Demogràfics, Barcelona, mimeo.
- CABRÉ, A.; BLANES, B.; MENACHO, T. (2001), "Evolución futura de la actividad en España" en Cabré, A. (dir), *¿Aumentarán las tasas de actividad en el sur de Europa?: pronósticos desde una aproximación sociodemográfica*, informe realizado para la DG V de la Comisión Europea, Centre d'Estudis Demogràfics, Barcelona, mimeo.

- CABRÉ, A.; DOMINGO, A.; MENACHO, T. (2002), "Demografía y crecimiento de la población española en el siglo XX", en Pimentel, M. (coor), *Procesos migratorios, economía y personas*, Colección Estudios Socioeconómicos, nº 1, Instituto Cajamar.
- CABRÉ, A. (2005), "Nuevos horizontes demográficos para el siglo XXI", en VV.AA. *Reinventando el Estado de Bienestar, ¿Nuevas políticas para iguales objetivos?* UGT Asturias y Fundación Asturias, Avilés, pp. 171-187.
- CALDWELL, J. C. (1990), "Introductory thoughts on health transition", en Caldwell, J. C. et alt. (eds), *What we know about Health Transition; the cultural, social and behavioural determinants of health*, Health Transition Centre / The Australian National University, Canberra.
- CANELA, J. (1985), *Análisis comparativo de la mortalidad por causas en España y otros países durante el periodo 1977-1979*, Tesis doctoral, Facultat de Medicina, Universitat de Barcelona.
- CASELLI, G. y EGIDI, V. (1979), "La géographie de la mortlité italienne: différences territoriales et milieu" en *Genus*, nº 35, 1-2, pp. 101-153.
- CASELLI, G. (1984), "Les causes de décès en France. III. Un essai d'interprétation des différences géographiques: applications à la période 1974-1976", en *Population*, 39 (6), pp. 1011-1044.
- CASELLI, G.; VALLIN, J.; VAUPEL, J. W.; YASHIN, A. (1987), "Age-specific mortality trends in France and Italy since 1900: Period and Cohort Effects", en *European Journal of Population*, nº 3, pp. 33-60.
- CASELLI, G.; DUCHÊNE, J.; WUNSCH, G. (1987), "L'apport de la démographie à l'explication de la mortalité différentielle", en J. Duchêne; G. Wunsch y E. Vilquin, *L'explication en sciences sociales. La recherche des causes en démographie*, Chaire Quetelet'87, Ciaco-Artel, Bruselas, pp. 41-50.
- CASELLI, G.; DUCHÊNE, J.; WUNSCH, G. (1988), "Une methodology pour l'analyse comparative de la mortalité différentielle", en *Démographie et différences*, tercer coloquio internacional de l'AIDELF, Montreal.
- CASELLI, G. y EGIDI, V. (1991), "New frontiers in survival. The length and quality of life", en EUROSTAT, *Human Resources in Europe at The Dawn of the 21st Century*, Luxemburgo.
- CASELLI, G. (1991), "Health Transition and Cause-Specific Mortality", en Schofield, R.; Reher, D. y Bideau, A., *The Decline of Mortality in Europe*, Clarendon Press, Oxford.
- CASELLI, G. (1993), "L'évolution à long terme de la mortalité en Europe", en Blum, A. y Rallu, J.L., *European population. Demographic dynamics*, Jhon Libbey / INED, Congresses & Colloquia, nº 9, Paris.
- CASELLI, G.; MESLÉ, F.; VALLIN, J. (1995), "Le triomphe de la médecine. Évolution de la mortalité en Europe depuis le début du siècle", *Dossiers et Recherches*, nº 45, INED, Paris.
- CASELLI, G.; MESLÉ, F.; VALLIN, J. (2002) "Epidemiologic transition theory exceptions", en Workshop "First Seminar Of The IUSSP Committee On Emerging Health Threats: Determinants Of Diverging Trends In Mortality", IUSSP / Max Planck Institute for Demographic Research.
- CLIQUET, R.L. (1991), *The Second Demographic Transition: Fact or Fiction?*, Council of Europe, Population Studies.
- CENTRO NACIONAL DE EPIDEMIOLOGÍA (2005), *La situación del cáncer en España*, Centro de publicaciones del Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid.
- CENTRO NACIONAL DE EPIDEMIOLOGÍA (2006), *Atlas municipal de mortalidad por cáncer en España, 1989-1998*, Centro de publicaciones del Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid.
- COALE, A. y DEMENY, P. (1983), *Regional model life table and stable populations*, Academic Press, Londres.
- COALE, A. y COTTS, S. (1986), *The decline of fertility in Europe*, Princeton University Press, Princeton.

- COALE, A. y GUO, G. (1991), "Utilización de nuevas tablas modelo de mortalidad para tasas de mortalidad muy bajas en proyecciones demográficas", en *Boletín de Población de Naciones Unidas*, nº 30, Naciones Unidas, Nueva York, pp. 1-22.
- COHEN, A. (1989), "Las disparidades geográficas de la mortalidad en España (1970-1980)", en Grupo de Población de la AGE (ed.) *Análisis del desarrollo de la población española en el periodo 1970-1986*, Editorial Síntesis, Madrid, pp. 261-281.
- COHEN, A. (1991), "La dynamique géographique de la mortalité en Espagne", en *Espace, Population et Sociétés*, 1, pp. 135-141.
- COMISARÍA DEL PLAN DE DESARROLLO ECONÓMICO Y SOCIAL (1964), *Factores humanos y sociales. Anexo al plan de desarrollo económico y social. 1964-1967*, Presidencia del Gobierno, Madrid.
- COMISIÓN EUROPEA (2004), *Tobacco or Health in the European Union. Past, Present and Future*, ASPECT Consortium y Dirección General de Salud y Protección al Consumidor ([http://ec.europa.eu/health/ph\\_determinants/life\\_style/Tobacco/Documents/tobacco\\_fr\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/health/ph_determinants/life_style/Tobacco/Documents/tobacco_fr_en.pdf)).
- CHESNAIS, J. C. (1983), "La transition démographique", en *Travaux et documents, cahier nº 113*, PUF/INED, Paris.
- CHIANG, C. L. (1968), *Introduction to Stochastic Processes in Biostatistics*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- CHIANG, C. L. (1984), *The life table and its applications*, Robert Krieger Publishing Company, Malabar.
- DAVIS, K. (1945), "The World Demographic Transition", en *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, número monográfico, 237.
- DE BARTOLO, G. (1983), "La trasformazione lineare logit delle tavole di mortalità provinciali italiane 1971-1972", en *Genus*, 1 (4), pp. 189-211.
- DE MIGUEL, C. y AGÜERO, I. (1986), "Evolución demográfica y oferta de fuerza de trabajo", en Olano, A. (coord.), *Tendencias demográficas y planificación económica*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid, pp. 227-334.
- DEL CAMPO, S. y NAVARRO, M. (1987), *Nuevo análisis de la población española*, Ariel, Barcelona.
- DEL HOYO, J. y GARCÍA FERRER, A. (1988) *Análisis y Predicción de la Población Española: 1910-2000*, FEDEA, Madrid.
- DEPARTAMENT DE SALUT (2005), *Tendències de la mortalitat a Catalunya, 1978-2002. Models edat/periode/cohort*, Servei d'Informació i Estudis, Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- DEPARTAMENT DE SANITAT I SEURETAT SOCIAL (1993), *Mortalitat per causes externes en la infància, 1983-1991*, Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- DEPARTAMENT DE SANITAT I SEURETAT SOCIAL (1995), *Anàlisi de la mortalitat a Catalunya, 1992*, Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- DEPARTAMENT DE SANITAT I SEURETAT SOCIAL (2001), *Anàlisi de la mortalitat a Catalunya, 1999*, Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- DEPARTAMENT DE SANITAT I SEURETAT SOCIAL (2001), *Noves agrupacions de malalties per a la nova classificació de causes de mor CIM-10*, Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- DESPLANQUES, G. (1984), "L'inegalité sociale devant la mort", en *Economie et Statistique*, 162, pp. 29-50.
- DEVOLDER, D. (1986), Tablas de mortalidad provinciales, *Papers de Demografia*, nº 15, Centre d'Estudis Demogràfics, Barcelona.
- DIRECCIÓN GENERAL DE MIGRACIONES (1996), *Anuario de migraciones 1994*, Ministerio de Asuntos Sociales, Madrid.
- DIRECCIÓN GENERAL DE SALUD PÚBLICA Y ALIMENTACIÓN (2005), *Informe del Estado de Salud de la Población de la Comunidad de Madrid 2004*, Consejería de Sanidad y Consumo, Comunidad de Madrid, Madrid.
- DIRECCIÓN GENERAL DE TRÁFICO (1998), *Anuario Estadístico General*, Ministerio del Interior, Madrid.



- DIRECCIÓN GENERAL DE TRÁFICO (2003) *Seguridad Vial en España (Informe 2003)*, Madrid.
- DOMINGO, A. (2006) "La immigració actual a Espanya", en J. Serafi i C. Gimeno (eds), *Migració i interculturalitat. De lo global a lo local*, Universitat Jaume I, Castelló de la Plana, pp. 93-120.
- DOPICO, F. (1985), "Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1900-1950)", en Universidad de Santiago de Compostela, *Crisis, autonomías y desarrollo regional*, pp. 357-372.
- DOPICO, F. (1987), "Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s", en *Historical Methods*, 20 (4), pp. 173-178.
- DOPICO, F. y REHER, D. (1998), *El declive de la mortalidad en España, 1860-1930*, Colección "Monografías de la ADEH", Zaragoza, Prensas Universitarias de Zaragoza.
- DUBON, M. LL. (1995), "La esperanza de vida y las principales causas de mortalidad en las Illes Balears: un estudio crítico de las fuentes. Análisis por comunidades autónomas", en *Habitar, vivir, prever*, Actas del V Congreso de la población española, UAB/CED/AGE, Bellaterra.
- DUCHÊNE, J. y DE STEFANO, G. (1974), "Ajustement analytique des courbes de fécondité general", en *Population et Famille*, nº 32.
- DUCHÊNE, J. (1980), *Un essai de modélisation de la répartition des décès selon l'âge et la cause dans les pays industrialisés*, Cabay/UCL, Louvaine La Neuve.
- DUCHÊNE J. y WUNSCH G. (1980), "Population-type optimale et composante principal", en *Population et Famille*, 49, pp. 23-30.
- DUCHÊNE, J. y WUNSCH, G. (1988), "From the demographer's cauldron: single decrement life tables and the span of life", en *Genus*, Vol. 44, No. 3-4, Jul-Dec 1988, pp. 1-17.
- DUCHÊNE, J. y WUNSCH, G. (1988), *Population aging and the limits of human life*, Université Catholique de Louvaine, Working Paper, nº 146, Louvaine La Neuve.
- ECHEVARRI DÁVILA, B. (1983), *La mortalidad en España. 1900-1936*. Tesis doctoral. Facultad de Ciencias Políticas y Sociología. Universidad Complutense de Madrid.
- ECHEVARRI DAVILA, B. (1993) *La Gripe Española. La pandemia de 1918-1919*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Colección: Monografías nº 132, Madrid.
- ECHEVARRI DÁVILA, B. (2003), "La capacitación de la madres: el ejemplo de España en la posguerra: 1940-1950", en I Encuentro de Demografía Histórica de la Europa Meridional, Mahón, 8-10 de mayo (disponible en [www.adeh.org/agenda/menorca2003/Echeverri.pdf](http://www.adeh.org/agenda/menorca2003/Echeverri.pdf)).
- EUROSTAT (1995), *La situación demográfica en la Unión Europea. Informe 1994*, DGV-COM(94)595, Luxemburgo.
- EUROSTAT (2000), *Proyecciones de población 1999-2050 (baseline scenario)*. Bruselas.
- EUROSTAT (2002), *La situation sociale dans l'Union européenne, 2002*, Luxemburgo.
- EUROSTAT (2003), *Statistiques de la santé. Chiffres clés sur la santé, 2002*. Données 1970-2001, Luxemburgo (en [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-08-02-002/FR/KS-08-02-002-FR.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-08-02-002/FR/KS-08-02-002-FR.PDF))
- EUROSTAT (2005), *Proyecciones de Población 2005-2050 (baseline population scenario)* Luxemburgo (disponible en [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-08-02-002/FR/KS-08-02-002-FR.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-08-02-002/FR/KS-08-02-002-FR.PDF))
- EUSTAT (2002), *Escenarios demográficos 2050*, Euskal Estatistika-Erakundea / Instituto Vasco de Estadística, Vitoria
- FARRÉ, M. (1988), *Une étude exploratoire de l'évolution de la mortalité par cause en Espagne 1960-1981*, Institut de Démographie, Université Catholique de Louvain, Bélgica.
- FAUS-PUJOL, M. C. (1991), "Morbidity-mortality in Spain", en *Espace, Population et Sociétés*, 1, pp. 127-134.
- FERNÁNDEZ, E.; SCHIAFFINO, A.; GARCÍA, M.; SALTÓ, E.; VILLALBÍ, J.R.; BORRÀS, J.M. (2003) "Prevalencia del consumo de tabaco en España entre 1945 y 1995. Reconstrucción a

- partir de las Encuestas Nacionales de Salud”, en *Medicina Clínica*, 2003; 120(1), pp. 14-16.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. (1977), *Étude démographique de la fécondité en Espagne (1922-1974)*, Tesis Doctoral, Université de Paris I, Paris.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. (1996), *Demografía, actividad y dependencia en España*, Economía Pública, Fundación BBVA, Madrid.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. (2000), “Àpendix: El futur de la població espanyola. Simulació en tres escenaris”, en H.A. Herce y J. Alonso (ed), *La reforma de les pensions davant de la revisió del Pacte de Toledo*, Col·lecció Estudis Econòmics, Servei d'Estudis de la Caixa, Barcelona.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. (2001), “Demografía, dependencia y oferta de trabajo”, en H.A. Herce y J. Jimeno (coord), *Mercado de trabajo, inmigración y estado del bienestar*, CEA/FEDEA, Sevilla, pp. 45-71.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. (2004), “Lo demográfico en el futuro de España” en L. Cruz Castro (ed), *España 2015: prospección social e investigación científica y tecnológica*, Fundación Española para la Ciencia y la Tecnología (disponible en [www.fecyt.es/documentos/Espa%F1a%202015.0df](http://www.fecyt.es/documentos/Espa%F1a%202015.0df))
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. (2006), “Natalidad y fecundidad en las regiones españolas”, en J. A. Fernández Cordon y J. Leal Maldonado (coord), *Análisis territorial de la demografía española*, Fundación Fernando Abril Martorell, Madrid, pp. 135-180.
- FLINN, M.W. (1989), *El sistema demográfico europeo, 1500-1820*, Ed. Crítica, Barcelona.
- FRANCO, J.; PERÉZ-HOYOS, S.; PLAZA, P. (2002), “Changes in lung-cancer trends in Spain”, en *International Journal Cancer*, nº97, Vol 1, pp. 102-105.
- FRENK, J.; BOBADILLA, J.L.; STERN, C.; FREJKA, T.; LOZANO, R. (1991), “Elements for a theory of the health transition”, en *Health Transition Review*, Vol 1, pp. 21-38.
- FRENK, J.; BOBADILLA, J.L.; SEPÚLVEDA, J.; LÓPEZ-CERVANTES, M. (1991b), “Health transition in middle-income countries: New challenges for health care”, en *Health Policy Plann*, Vol 4, pp. 29-39.
- FRENK, J. (1994), *La salud de la población. Hacia una nueva salud pública*, en Fondo de Cultura Económica, México.
- FRENK, J. (1997), “Transiciones: vidas, instituciones, ideas”, en *Salud Pública de México*, vol 39 (2): pp. 144-150.
- FRIES, J.F. (1980), “Aging, natural death, and the compression of morbidity”, en *New England Journal of Medicine*, vol 303: pp. 130-135.
- FRIES, J.F. (1989), “The compression of morbidity: near or far?”, en *The Milbank Quarterly*, vol 67: pp. 397-419.
- GARCÍA ALVAREZ, M. y GARCÍA ALVAREZ, J. (1979), “Las enfermedades vencidas, como causas de muerte, en el transcurso del siglo XX”, en *Estadística Española*, 82-83, pp. 51-77.
- GARCÍA BARBANCHO, A. y DELGADO CABEZA, M. (1984), “Les erreurs sur l'âge de la population infantile dans les recensements espagnols”, en *Population*, 4-5, pp. 874-883.
- GARCÍA COLL, A. y SÁNCHEZ, D. (2001), “Las estadísticas demográficas españolas: entre el orden y el caos”, en *Boletín de la AGE*, nº 31, pp. 87-109.
- GARCÍA, A. y GADEA, R. (2004), “Estimación de la mortalidad y la morbilidad por enfermedades laborales en España” en *Archivos de Prevención de Riesgos Laborales*, nº 7 (1), pp. 3-8.
- GARRIDO, L. (1992), *Las dos biografías de la mujer en España*, Instituto de la Mujer, Ministerior de Asuntos Sociales, Madrid.
- GAYMU, C.J. (1990), “La mortalité française aux grands âges: ver un nivellement des disparités géographiques?”, en *Espace, Population et Sociétés*, nº 3, pp. 447-457.
- GÈNOVA, R. (1996), “La mortalidad juvenil en la Comunidad de Madrid”, en *Boletín de la ADEH*, XIV, 2, pp. 115-149.

- GÉNOVA, R. y PEREIRA, J. (2002), "Estudio monográfico: las expectativas de salud", en IMSERSO *Las personas mayores en España. Informe 2002*, Madrid, pp. 517-547.
- GIL ALONSO, F. y CABRÉ, A. (1997), "El crecimiento natural de la población española y sus determinantes" en R. Puyol (ed.). *Dinámica de la población en España*. Ed. Síntesis, Madrid.
- GISPERT, R. y GUTIÉRREZ-FISAC, J.L. (1997), "Esperanza de vida saludable: pasado y presente de un indicador con futuro", en *Revista de Salud Pública*, nº 5, pp. 7-32.
- GISPERT, R.; ARÁN, M.; PUIGDEFÀBREGAS, A.; GRUPO PARA EL CONSENSO EN LA MORTALIDAD EVITABLE (2006), "La mortalidad evitable: lista de consenso para la actualización del indicador en España", en *Gaceta Sanitaria*, vol 20, nº 3, pp. 184-193 (disponible en [http://www.scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci\\_arttex&pid=S0213-1112006000300004&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttex&pid=S0213-1112006000300004&lng=es&nrm=iso)).
- GOERLICH, F. J. y PINILLA, R. (2006), "Esperanza de vida en España a lo largo del siglo XX. Las tablas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística", en Documentos de Trabajo, nº 11, Fundación BBVA, Bilbao.
- GÓMEZ REDONDO, R. (1990), *Las causas de muerte en España, 1981-1985. Análisis diferencial por sexo y edad*, Instituto de Demografía, Documentos de trabajo nº 4, Madrid.
- GÓMEZ REDONDO, R. (1992), *La mortalidad infantil española en el siglo XX*, C.I.S.-Siglo XXI, Madrid.
- GÓMEZ REDONDO, R. (1995), "Vejez prolongada y juventud menguada. Tendencias en la evolución de la esperanza de vida de la población española, 1970-1990", en *REIS* 71-72/95, pp. 79-108.
- GÓMEZ REDONDO, R., (2004) "La mortalidad en España durante la segunda mitad del siglo XX: Evolución y Cambios", en R. Puyol (coord) *Transformación Demográfica. Raíces y Consecuencias*, número monográfico de la revista Papeles de Economía Española, nº 104, pp. 37-56.
- GÓMEZ REDONDO, R. y Boe, C. (2005), "Decomposition analysis of Spanish life expectancy at birth: Evolution and changes in the components by sex and age", en *Demographic Research*, Vol 13, Art 20, pp. 521-546 (disponible en [www.demographic-research.org/Volumes/Vol13/20/](http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol13/20/))
- GONZÁLEZ, J.; VILLAR, F.; BANEGAS, J.R.; RODRÍGUEZ, F.; MARTÍN, J.M. (1997), "Tendencia de la mortalidad atribuible al tabaquismo en España, 1978-1992: 600.000 muertes en 15 años", en *Medicina Clínica* 109, pp. 577-582.
- GONZÁLEZ, J.; CERDÁ, T.; REGIDOR, E.; MEDRANO, M.J. (1989), *Atlas de mortalidad evitable en España*. Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid.
- GOVERNMENT ACTUARY'S DEPARTMENT (2005) *National Population Projections 2004-based*, Londres, (en <http://www.gad.gov.uk/Population/index.asp?dp=Current+projections&subYear=Proceed>)
- GREVILLE, T. (1943), "Short Methods of Constructing Abridged Life Tables", en *The Record of the American Institute of Actuaries*, 32 (65).
- GROSCLAUDE, A.; LUX, B.; VAN HOUTE-MINET, M.; WUNSCH, G. (1979), "Mortalité régionale et comportements différentiels", en *Population et Famille*, 48 (1979-3), pp. 1-43.
- GRUENBERG, E. M. (1977), "The failure of success", en *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 55, pp. 3-24.
- GUILLEM, M. F. (1987), "Pirámides sanitarias: análisis de la estructura y dinámica del personal hospitalario español", en *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, nº 39, pp. 167-192.
- HAJNAL, J. (1965), "European Marriage Patterns in Perspective", en Glass, D.V. y Eversley, D.E. (ed) *Population in History: Essays in Historical Demography*, Edward Arnold, Londres, pp. 101-143.
- HABAKKUK, H.J. (1953), "English population in the Eighteenth century", en *Economic History Review*, VI, pp. 117-133.

- HELIGMAN, L. y POLLARD, J.N. (1980), "The age pattern of mortality", en *Journal of the Institute of Actuaries*, 107 (1(434)), pp. 49-80.
- HENRY, L. (1965), "Reflexions sur les taux de reproduction", en *Population*, nº 1, pp. 53-76.
- HERCE, J.A. y ALONSO, J. (ed) (2000), *La reforma de les pensions davant de la revisió del Pacte de Toledo*, Col·lecció Estudis Econòmics, Servei d'Estudis de la Caixa, Barcelona.
- HERCE, J.A. (2004), "Las pensiones en la transición demográfica y social", en J. Leal *Informe sobre la situación demográfica en España*, Ed. Fernando Abril Martorell e ICO Madrid, pp. 315-324.
- HETZEL, B.S. (1983), "Life style factors in sex differentials in mortality in developed countries", en López, A. y Ruzicka, L. (ed) *Sex differentials in mortality. Trends, determinants and consequences*, ANU, Canberra, pp. 246-277.
- HIGUERAS ARNAL, A. (1991), "Mortalité et changement social en Espagne (1975-1988)", en *Espace, Population et Sociétés*, 1, pp. 143-150.
- HOEM, J. (1991), "La standardisation indirecte améliorée et son application à la divortialité en Suède (1971-1989)", en *Population*, nº 46 (6), pp. 1551-1568, Paris, INED.
- HORIUCHI, S. (1984), "Efectos a largo plazo de la guerra sobre la mortalidad: mortalidad de los supervivientes de la primera guerra mundial en la vejez en la República Federal de Alemania", en *Boletín de Población de las Naciones Unidas*, nº 15, Nueva York, pp. 88-100.
- HORIUCHI, S. (1999) "Epidemiological transitions in human history", en J. Chamie y R.L. Cliquet (eds.), *Health and Mortality. Issues of global concern. Proceedings of the symposium on health and mortality*, Bruselas, 19-22 Noviembre.
- INSTITUT D'ESTADÍSTICA DE CATALUNYA (1998), *Projeccions de Població de Catalunya, 2010-2030*, IDESCAT, Barcelona.
- INSTITUT D'ESTADÍSTICA DE CATALUNYA (2004), *Projeccions de Població de Catalunya, (base 2002)*, IDESCAT, Barcelona.
- INSTITUT D'ESTADÍSTICA DE CATALUNYA (2006), *Anuari Estadístic de Catalunya, 2006*, IDESCAT, Barcelona.
- INSTITUTO DE DEMOGRAFÍA (1994), *Proyección de la población española*, CSIC, Madrid.
- INSTITUTO DE ESTADÍSTICA DE ANDALUCÍA (2000), *Proyección de la población de Andalucía 1998-2051. Avance de resultados*, IEA, Sevilla.
- INSTITUTO DE ESTADÍSTICA DE LA COMUNIDAD DE MADRID (2002), *Boletín de Demografía y Salud*, nº 59, diciembre, Madrid.
- INSTITUTO DE SALUD CARLOS III (2005), *La situación del cáncer en España*, Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid.
- INSTITUTO GALEGO DE ESTATÍSTICA (2004), *Proxeccións da poboación de Galicia. 2002-2051*, Santiago de Compostela.
- INSTITUT MUNICIPAL DE SALUT PÚBLICA (1993), *Mortalitat a la ciutat de Barcelona, 1991*, IMS, Ayuntamiento de Barcelona, Barcelona.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1978), *Movimiento Natural de la Población Española. Año 1975*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1978), *Tablas de mortalidad provinciales. Año 1970*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1980), *Evolución de la población española en el periodo 1961-1978*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1981), *Proyección de la Población de España para el periodo 1978-1995*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (varios años), *Anuario estadístico de España*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1987), *Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Minusvalías: año 1986*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1987), *Proyección de la Población de España para el periodo 1980-2010*, Madrid.

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1987), *Informe sobre la encuesta de validación del Movimiento Natural de la Población*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1988), *Tablas de mortalidad de la población española. 1980-81*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1988), *Tablas de mortalidad de la población española por Comunidades Autónomas. Años 1970-1975-1980*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1991), *Migraciones. Quinquenio 1971-1975*. Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1991), *Tablas de mortalidad de la población española. 1985-86*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1992), *Migraciones. Quinquenio 1976-1981*. Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1992), *Movimiento Natural de la Población Española 1988*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1993), *Tablas de mortalidad de la población española. 1990-1991*. Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1994), *Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91. Vol. II: Consumo de alimentos, bebidas y tabaco en unidades físicas*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1995), *Proyecciones de la Población de España calculadas a partir del Censo de Población de 1991*. Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1996), *Tablas de mortalidad de la población española por Comunidades Autónomas. Años 1985 y 1990*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1996), *Evolución de la población española entre los censos de 1970 y 1981*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1997), *Evolución de la población de España entre los censos de 1981 y 1991*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1998), *Tablas de mortalidad de la población española. 1994-95*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1999), *Evolución de la población de España entre los censos de 1970 y 1981*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1999), *Tablas de mortalidad de la población española por Comunidades Autónomas. Años 1994-95*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1999), *Tablas de mortalidad de la población española. 1996-97*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2000), *Encuesta sobre discapacidades y estado de salud 1999: avance de resultados. Datos básicos*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2001), *Proyecciones de la población de España calculadas a partir del Censo de Población de 1991. Evaluación y revisión*, en [www.ine.es](http://www.ine.es)
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2002), *Tablas de mortalidad de la población española. 1998-99*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2002), *Datos avance del MNP 2001*, en [www.ine.es](http://www.ine.es)
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2003), *Esperanzas de vida en salud*, en [www.ine.es](http://www.ine.es)
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2005), *Proyecciones de la población de España calculadas a partir del Censo de Población de 2001*, en [www.ine.es](http://www.ine.es).
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2005), *Metodología general de la Estadística de Defunciones según la Causa de Muerte*, documento metodológico disponible en [www.ine.es/daco/daco42/sanitarias/metodologia\\_00.doc](http://www.ine.es/daco/daco42/sanitarias/metodologia_00.doc).
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2006), *España en cifras 2006*, en <http://www.ine.es/prodyser/pubweb/espcif/espcif06.htm>.
- JIMÉNEZ, R.; GÓMEZ, R.; CAMARERO, L.A.; SERRANO, M.A. (1998), "La desigual contribución de las poblaciones andaluza y castellanoleonesa al aumento de la longevidad en España", en *Boletín de la ADEH*, XVI, 2, pp. 135-168.

- KANNISTO, V. (2000), "Measuring the Compression of Mortality", en *Demographic Research*, vol 3, art. 6 en [www.demographic-research.org/volumes/vol3/6/](http://www.demographic-research.org/volumes/vol3/6/).
- KANNISTO, V. (2001), "Mode et dispersion de la durée de vie", en *Population*, nº 1-2, pp. 183-197.
- KEYFITZ, N. y WILHELM, F. (1975), *Demografía: métodos estadísticos*, Ediciones Marymar, Buenos Aires.
- KITAGAWA, E.M. (1955), "Components of a Difference Between Two Rates", en *Journal of the American Statistical Association*, nº 50, pp. 1168-1194.
- KOSKINEN, S. y MARTELLIN, T. (1994), "Pourquoi les femmes sont-elles moins inégales que les homes devant la mort? Une analyse des données finlandaises", en *Population*, nº 2, pp. 395-414.
- LANDRY, A. (1934), *La révolution démographique: études et essais sur les problèmes de la population*, Sirey, Paris.
- LARDELLI, P.; MASA, J.; MADERUELO, A. et al. (1991), "Infant, neonatal, postneonatal and perinatal mortality in Spain, 1975-1984. Interregional and interannual differences", en *Social Science and Medecine*, 33 (5), pp. 613-620.
- LASHERAS SANZ, A. (1947), "Las tablas de mortalidad en España", en *Estudios Demográficos*, CSIC.
- LEAL, J.L.; LEGUINA, J.; NAREDO, J.M.; TARRAFETA, L. (1986), *La agricultura en el desarrollo capitalista español, 1940-1970*, Ed. Siglo XXI – Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, Madrid.
- LE BRAS, H. (1972), "La mortalité actuelle en Europe I. Présentation et représentation des données", en *Population*, 2, pp. 271-293.
- LE BRAS, H. (1987), "Nature et limites des prévisions de population", en *Les projections démographiques*, Travaux et Documents, Cahier nº 116, INED, Presses Universitaires de France, pp. 13-27.
- LE BRAS, H. (1995), "La fécondité, condition de la perpétuation. Évolutions divergentes en Europe", en M. Gullestad y M. Segalen *La famille en Europe. Parenté et perpétuation familiale*, Editions La Découverte, pp. 21-44.
- LEDERMANN, S. (1955), "La répartition des décès de cause indéterminée", en *Revue de l'Institut International de Statistique*, vol 23, n 1-3.
- LEE, R y CARTER, L (1992), "Modeling and forecasting the time series of U.S. mortality", en *Journal of the American Statistical Association*, nº 87, p. 659-671.
- LEGUINA, J. (1973), *Fundamentos de demografía*, Editorial Siglo XXI, Madrid.
- LEGUINA, J. (1974), "El futuro de la población española. Perspectivas posibles", en *Información comercial española*, nº 496, pp. 22-43.
- LERNER, M. (1973), *Modernization and Health: a model of the health transition*. Trabajo presentado en la Reunión Anual de la American Public Association, San Francisco, California, noviembre de 1973.
- LIVI-BACCI, M. (1985), "Cambios en la fecundidad y la nupcialidad en España desde finales del siglo XVIII hasta principios del XX", en Espina, A., Fina, L. y Lorente, J.R. *Estudios de economía del trabajo en España. I. Oferta y demanda de trabajo*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- LIVI-BACCI, M. (1988), *Ensayo sobre la historia demográfica europea. Población y alimentación en Europa*. Ariel. Barcelona
- LIVI-BACCI, M. (1990), *Historia mínima de la población mundial*, Editorial Ariel, Barcelona.
- LIVI-BACCI, M. (1993), *Introducción a la demografía*, Editorial Ariel, Barcelona.
- LÓPEZ-ABENTE, G.; ESCOLAR, A.; ERREZOLA, M. (1984) *Atlas del cáncer en España*, Vitoria-Gasteiz.
- LÓPEZ-ABENTE, G.; POLLÁN, M.; ESCOLAR et alt (1996) *Atlas de mortalidad por cáncer y otras causas en España 1978-1992*, Fundación Científica de la Asociación Española Contra el Cáncer, Madrid

- LÓPEZ-ABENTE, G. (2000), "Lograr el control del cáncer", en SESPAS, *La salud pública ante los desafíos de un nuevo siglo*. Informe SESPAS 2000, Escuela Andaluza de Salud Pública, Granada.
- LÓPEZ-ABENTE, G.; POLLÁN, M.; ARAGONÉS, N. et alt. (2002), *Tendencias de la mortalidad en España, 1952-1996*. Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III, Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid.
- LÓPEZ RÍOS, O.; MOMPART, A.; WUNSCH, G. (1992), "Système de soins et mortalité régionale: une analyse causale", en *European Journal of Population*, 8(4), pp. 363-379.
- LÓPEZ RÍOS, O. y WUNSCH, G. (1990), "Méthodes spatio-temporelles pour l'analyse de la mortalité", en *European Journal of Population*, 3, pp. 393-402.
- LORIAUX, M. (1991), "Le vieillissement de la société européenne: un enjeu pour l'éternité?", en EUROSTAT, *Human Resources in Europe at The Dawn of the 21st Century*, Luxemburgo.
- MACKENBACH, J.P. (1994), "The epidemiologic transition theory". en *Journal of Epidemiology and Community Health*, nº 48, pp. 329-332.
- MADIGAN, F.C. (1957), "Are Sex Mortality Differentials Biologically Caused?". en The Milbank Memorial Fund Quarterly, vol XXV, nº 2, pp. 202-223.
- MANTON, K.G. (1982), "Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population". en *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 60, pp. 183-244.
- MANTON, K.G. (1991), "New Biotechnologies and the limits to Life Expectancy". en Lutz, W (ed) *Future demographic trends in Europe and North America*, Academic Press, Nueva York, pp. 97-115.
- MASUY-STROOBANT, G. (1987), "Les explications des différences sociales en matière de mortalité infantile", en J. Duchêne; G. Wunsch y E. Vilquin, *L'explication en sciences sociales. La recherche des causes en démographie*. Chaire Quetelet'87, Ciaco-Artel, Bruselas, pp. 21-40.
- MASUY-STROOBANT, G. (1992), *La mortalité infantile à l'est et à l'ouest. Similitudes et divergences*, Working Paper, Institut de Démographie, Université Catholique de Louvain, 165.
- MATHERS, C. (2002), "Health expectancies: and overview and critical appraisal", en Murray, J. L. Et alt (ed) *Summary measures of population health: concepts, ethics, measuement and applications*, WHO, Ginebra, pp. 177-203.
- McKEOWN, T. (1978), *El crecimiento moderno de la población*, Editorial Bosch, Barcelona.
- McKEOWN, T. (1989), "Les déterminants de l'état de santé des populations depuis trois siècles: le comportement, l'environnement et la médecine", en L. Bozzini; M. Renaud; D. Gaucher y J. Llambias-Wolf, *Médecine et société les années 80*. Editions Saint-Martin, pp. 143-175.
- MENACHO, T. (2002), *Los tipos de estandarización en demografía. Aplicación al estudio de las diferencias regionales de la actividad y del desempleo en España, 1990-2000*, memoria de investigación, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona.
- MESLÉ, F. y VALLIN, J. (1998), "Évolution de la mortalité aux âges élevés en France depuis 1950", en *Dossiers et recherches / INED*; 68.
- MESLÉ, F. y VALLIN, J. (2002), "Improving the Accuracy of life tables for the Oldest Old: The Case of France", en *Population* (edición inglesa) nº 57, pp. 601-630.
- MESLÉ F. y VALLIN, J. (2002), "La transition sanitaire: tendances et perspectives", en Caselli, G., Vallin, J. y Wunsch, G. *Demographie: analyse et synthèse. Les déterminants de la mortalité*, INED, Paris, pp. 439-461.
- MINA, A. (1982), "Consideraciones sobre modelos de ajuste empleados en la demografía matemática", en *Demografía y Economía*. XVI, 2, pp. 171-219.
- MINISTERIO DE SANIDAD Y CONSUMO (1999), *Encuesta Nacional de Salud de España 1997*, Madrid.
- MITRA, M. (1984), "On the characteristics of the parameters of a life table function", en *Genus*, 40 (1-2), pp. 47-56.

- MONNIER, A. (1985), "Les méthodes d'analyse de la mortalité infantile", en OMS/INED *Manuel d'analyse de la mortalité*, París, pp. 47-59.
- MUÑOZ PRADAS, F. y NICOLAU ROS, R. (1995), "Transitions in mortality and health: theory, comparison and historical evidence", en *Polish Population Review*, 7, pp. 53-72.
- MUÑOZ PRADAS, F. (1998), "La distribución territorial de la mortalidad infantil en España en torno a 1860: una reconsideración de datos y niveles", en *Boletín de la ADEH*, XVI-II, pp. 187-222.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2003), "Rectangularización y evolución de la mortalidad en la población española del siglo XX", en *Sistema*, nº 175-176, Madrid, pp. 141-160.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005), "Pautas territoriales de la mortalidad en la España de 1860: una reconstrucción y análisis", en *Revista de Demografía Histórica*, XXIII-II, pp. 43-78.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005), "Geografía de la mortalidad española del siglo XIX: una exploración de sus factores determinantes", en *Boletín de la Asociación de Geógrafos Españoles*, 2º semestre, pp. 269-309.
- MURRAY, C.L. y LOPEZ, A.D. (1996) *The Global Burden of Disease*, WHO, Harvard School of Public Health, World Bank, Ginebra.
- MONNIER, A. (1985), "Les méthodes d'analyse de la mortalité infantile", en Pressat, R. (ed.), *Manuel d'analyse de la mortalité*, INED / OMS, París.
- MORMICHE, P. (1998), *Evolution globale de l'état de santé des personnes âgées*, Colloque de Poigny, en <http://www.inserm.fr/serveur/vieil.nsf>
- NACIONES UNIDAS (2000), *Replacement Migration: Is it a Solution to Declining and Ageing Populations?*, Population Division, UN, Nueva York.
- NACIONES UNIDAS (2001), *World Population Prospects: The 2001 Revision*, Population Database, <http://esa.un.org/unpp/>
- NACIONES UNIDAS (2004), *World Population Prospects: The 2004 Revision*, Population Database, <http://esa.un.org/unpp/>
- NACIONES UNIDAS (2006), *World Population Prospects: The 2006 Revision*, Population Database, <http://esa.un.org/unpp/>
- NADAL, J. (1984), *La población española, siglos XVI a XX*, Editorial Ariel, Barcelona.
- NATHANSON, C.A. (1984), "Sex Differences in Mortality", en *Annual Review of Sociology*, 10, pp. 191-213.
- NATHANSON, C. y LÓPEZ, A. (1987), "The future of sex mortality differentials in industrialized countries: a structural hypothesis", en *Population Research and Policy Review*, 6, pp. 123-136.
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL (2001), *Preparing for an Aging World: The Case for Cross-National Research*, National Academic Press, Washington, DC.
- NATIONS UNIES (1979), *Annuaire Démographique, supplément retrospectif*, Edición especial, Nueva York.
- NATIONS UNIES (1982), "Influences de l'âge et des causes de décès sur les écarts entre espérances de vie et mortalités masculine et féminine dans les pays développés, analysés d'après des données récents et plus anciennes", en *Bulletin démographique des Nations Unies*, 25, pp. 78-127.
- NICOLAU, R. (1989), *Trajectoires regionales dans la transition démographique espagnole*, Tesis doctoral presentada en el Institute d'Etudes Politiques, París.
- NIZARD, A. y MUÑOZ PÉREZ, F. (1993), "Alcohol, tabac et mortalité en France depuis 1950", en *Population*, 4, pp. 975-1014.
- NOIN, D. (1990), "L'étude géographique de la mortalité: bilan et problèmes", en *Espace, Population et Sociétés*, 3, pp. 367-376.
- NOLTE, E. y MCKEE, M. (2003), "Measuring the health of nations: analysis of mortality amenable to health care", en *British Medical Journal*, nº 327, pp. 1129-32.
- NOTESTEIN, F. W. (1945), "Population, the long view", en Shultz, T.W. (Ed.) *Food for the world*, Chicago, University of Chicago Press.



- OBSERVATORIO ESPAÑOL SOBRE DROGAS (2002), *Informe nº 5*, Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, Madrid.
- OEPPE J. y VAUPELL J.W. (2002), "Broken limits to life expectancy", en *Science* 10; 296, pp. 1029-1031.
- OLSHANSKY, S.J. y AULT, B. (1986), "The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases", en *The Milbank Quarterly*, 64, pp. 355-391.
- OLSHANSKY, S.J. (1988), "On forecasting mortality", en *The Milbank Quarterly*, 66, pp. 482-530.
- OLSHANSKY, S.J.; CARNES, B.; CASSEL, C. (1990), "In search of Methuselah: Estimating the Upper Limits to Human Longevity", en *Science*, Vol 250, pp. 634-39.
- OLSHANSKY, S.J.; CARNES, B.; ROGERS, R.; SMITH, L. (1998), "Emerging infectious diseases: the Fifth stage of the epidemiologic transition?", en *World Health Statistic Quarterly*, 51, pp. 207-217.
- OMRAN, A.R. (1971), "The Epidemiologic Transition. A Theory of the Epidemiology of Population Change", en *The Milbank Quarterly*, 49 (4), pp. 509-538.
- OMRAN, A.R. (1982), "Epidemiologic Transition. Theory", en *International Encyclopedia of Population*, Nueva York, Frec Press, pp. 172-183.
- OMRAN, A.R. (1998), "The epidemiologic transition theory revisited thirty years later", en *World Health Statistic Quarterly*, 51, pp. 207-217.
- ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD (2002), *Informe sobre la salud en el mundo 2002 - Reducir los riesgos y promover una vida sana*, Nueva York, (disponible en <http://www.who.int/whr/2002/es/index.html>)
- PASTOR G<sup>a</sup>-QUISMONDO, F. (1999), "Declaración errónea de la edad de adultos y ancianos en España. Evaluación de la consistencia de los datos para el análisis de la mortalidad. 1900-1930", en *Boletín de la ADEH*, XVII (2), pp. 29-60.
- PÉREZ, G. y MOMPART, A. (1997), "La mortalitat a Catalunya als propers anys", en IDESCAT, *Jornades tècniques sobre projeccions demogràfiques de Catalunya*, Barcelona, pp. 97-111.
- PÉREZ, J. (2001), *Las generaciones españolas 1906-1945. Recorridos generacionales y características en la madurez*, Tesis Doctoral, UNED, Madrid.
- PÉRON, Y. (1971), "La construction de tables de mortalité abrégées: comparaison de trois méthodes usuelles", en *Population*, 6, pp. 1125-1130.
- PÉRON, Y. (1983), "Tendences recentes de la morbidité et de la mortalité à l'âge adulte dans les pays développés", en *Morbidité et mortalité aux âges adultes dans les pays développés*, Chaire Quetelet'82/Cabay, Louvain-le-Neuve, pp. 7-39.
- PÉRON, Y. y STROHMENGER, C. (1985), *Indices démographiques et indicateurs de santé des populations. Présentation et interprétation*, Division de la Santé, Statistique Canada, Ministre des Approvisionnements et Services, Ottawa.
- PICHERAL, H. (1995), "Le lieu, l'espace et la santé", en *Espace, Population et Sociétés*, 1, pp. 19-24.
- PLASÈNCIA, A. y MONCADA, S. (2000), "Reducir los accidentes", en SESPAS, *La salud pública ante los desafíos de un nuevo siglo*. Informe SESPAS 2000, Escuela Andaluza de Salud Pública, Granada.
- POLLARD, J.N. (1988), "On the decomposition of changes in expectation of life and differentials in life expectancy", en *Demography*, 25 (2), pp. 265-276.
- POZO, E. y GARCÍA, A. (1996), "Les inégalités géographiques de la mortalité par causes des décès a Madrid", en *Espace, Population et Sociétés*, 1, pp. 121-130.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (1993), *Spain's Gross Domestic Product 1850-1993: Quantitative Conjectures*, Working Paper, Economic Series 95-05 y 95-06, Universidad Carlos III, Madrid.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (2003), *El progreso económico de España: 1859-2000*, Fundación BBVA, Bilbao.

- PRESSAT, R. (1973), "Surmortalité biologique et surmortalité sociale", en *Revue française de Sociologie*, XIV, nº spécial, pp. 103-110.
- PRESSAT, R. (1983), *El análisis demográfico*, Fondo de Cultura Económica, Madrid.
- PRESSAT, R. (1985), *Manuel d'analyse de la mortalité*, Organisation Mondiale de la Santé / Institut National d'Études Démographiques, Paris.
- PRESTON, S.H. (1975), "The changing relation between mortality and level of economic development", en *Population Studies*, 29 (2), pp. 231-248.
- PRESTON, S.H. (1976), *Mortality Patterns in National Populations*, Academic Press.
- PROST, A. (2000), "Maladies infectieuses: nouveau destin, nouveaux concepts", en *Espace, Population et Sociétés*, 2, pp. 160-166.
- PUGA, M. D. (2002), *Dependencia y necesidades asistenciales de los mayores en España. Previsión al año 2010*, Fundación Pfizer, Madrid.
- PUYOL ANTOLÍN, R. (1988), *La población española*. Colección Geografía de España, Editorial Síntesis, Madrid.
- PUYOL ANTOLÍN, R. (2001), "La población española y europea en el final del siglo XX", en VV.AA. *Las claves demográficas del futuro de España*, Colección Veintiuno, Fundación Cánovas del Castillo, Madrid, pp. 19-31.
- RAMIRO, D. y SANZ, A. (1999), "Cambios estructurales en la mortalidad infantil y juvenil española 1860-1990", en *Boletín de la ADEH*, XVII-I, pp. 49-87.
- RAMIRO, D.; SANZ, A.; BERNABEU, J.; ROBLES, E. (2002), *De expresiones diagnósticas a causas de muerte: Una propuesta metodológica para el análisis de la mortalidad*, Cuadernos de Trabajo del IEG (CSIC), Madrid.
- RAZZELL, P.E. (1974), "An interpretation of the Modern Rise of Population in Europe - A Critique", en *Population Studies*, 28 (1), pp 5-18.
- REED, L.J. y MERRELL, M. (1939), "A short method for constructing an abridged life table", en *The American Journal of Hygiene*, 30 (2).
- REHER D. y VALERO A. (1995), *Fuentes de información demográfica en España*, Cuadernos Metodológicos, 13, CIS, Madrid.
- REHER, D.S. (1997), "Fuentes para el estudio de la población", en Puyol Antolín, R. (ed) *Dinámica de la población en España*, Editorial Síntesis, Madrid, pp. 20-46.
- RENARD, J.P. (1990), "La surmortalité masculine dans le monde: à la recherche d'échelles et de problématiques", en *Espace, Population et Sociétés*, nº 3, pp. 459-466.
- RILEY J.C. y ALTER G. (1989), "The epidemiologic transition and morbidity", en *Annales de Demographie Historique*, pp.199-213, Paris, France.
- ROBINE, J.M.; BUCQUET, D.; RITCHIE, K. (1991), "L'esperance de vie sans incapacité, un indicateur de l'évolution des conditions de santé au cours du temps: vingt ans de calcul", en *Cahiers Québécois de Démographie*, vol 20, nº 2, pp. 205-236.
- ROBINE, J.M. (2001), "Redéfinir les phases de la transition épidémiologique à travers l'étude de la dispersion des durées de vie: le cas de la France", en *Population*, nº 1-2, pp. 199-222.
- ROBINE, J.M.; JAGGER, C.; ROMIEU, I. (2001), "Disability-free life expectancies in the European Union countries: calculation and comparisons", en *Genus*, vol LVII, nº 2, pp. 89-101.
- ROBLES, E. (1995), *La transición sanitaria: revisión conceptual y aproximación a la experiencia española (1900-1970)*, Tesina de Master, Institut Valencià d'Estudis en Salut Pública.
- ROBLES, E.; GARCÍA BENAVIDES, F.; BERNABEU, J (1996), "Transición sanitaria en España de 1900 a 1990", en *Rev Esp Salud Pública*, 1996; 70(2), pp. 221-233.
- ROBLES, E. y POZZI, L. (1997), "La mortalidad infantil en los años de la transición: una reflexión desde las experiencias italiana y española", en *Boletín de la ADEH*, XVI-I, pp. 125-163.
- RODRÍGUEZ ARTALEJO, F; BENEGAS, J.R.; GUALLAR, P. et alt (sin fecha), "Distribución geográfica de las enfermedades cardiovasculares en España: la mortalidad es mayor en

- las regiones del sur y del mediterráneo”, en *Cardiovascular Risk Factors*, Vol 9, nº 5, pp. 311-318.
- ROGERS, A. y WILLEKENS, F. (1985), *Migration and settlement: a multiregional comparative study*, Reidel, Boston.
- ROGERS, A. y GARD, K. (1991), “Aplicaciones del modelo de valores de mortalidad Heligman/Pollard”, en *Boletín de Población de Naciones Unidas*, nº 30, pp. 90-120.
- ROGERS, R.G. y HACKENBER, R. (1987), “Extending epidemiologic transition theory”, en *Social Biology*, 34, pp. 234-243.
- ROTHMAN, K. J. (1987), *Epidemiología moderna*, Ediciones Díaz de Santos. Madrid.
- RUE, M. (1992), *Les lleis de mortalitat: un ajust paramètric per a Catalunya i Espanya*. Tesis doctoral, Universitat de Barcelona.
- RUE, M. y BORRELL, C. (1993), “Los métodos de estandarización de tasas”, en *Revisiones en Salud Pública*, 1993, 3, pp. 263-295.
- RUIZ M.; BLANES, A.; VICIANA, F. (1997), “La mortalidad en jóvenes y su impacto sobre la evolución de la esperanza de vida en Andalucía durante el periodo 1980-1992”, en *Rev Esp Salud Pública* 1997, 71(2), pp. 139-148.
- RUTSTEIN, D.D.; BERENBERG, W.; CHALMERS, T.C.; CHILD, C.G.; FISHMAN, A.P.; PERRIN, E.B. (1976), *Measuring the quality of medical care: a clinical method*. N Engl J Med 1976; 294, pp. 582-588.
- SAIZ, C.; BAUTISTA, D.; CORELLA, D.; CORTINA, S.; GONZÁLEZ, J.I. (1999), “Análisis edad-periodo-cohorte de la mortalidad por accidentes de tráfico en España”, en *Salud Pública Mex* 1999; 41, pp. 170-176.
- SÁNCHEZ, R. (2001), “Treinta años de historia”, en *Revista del Instituto Nacional de Seguridad e Higiene en el Trabajo*, nº 12, pp. 12-16.
- SANZ GIMENO, A. (2001), “Infancia, mortalidad y causas de muerte en España en el primer tercio del siglo XX (1906-1932)”, en *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, nº 95, pp. 37-67.
- SCHNEIDER, E. y BRODY, J. (1983), “Aging, natural death and the compression of morbidity: another view”, en *The New England Journal of Medicine*, vol 6, pp. 854-856.
- SCHOFIELD R. y REHER D. (1991), “The decline of mortality in Europe”, en R. Schofield, D. Reher, and A. Bideau (Eds.) *The decline of mortality in Europe*, pp. 1-17, Clarendon Press: Oxford, England.
- SEGURA, A. (1986), *La qualitat de les estadístiques de mortalitat a Catalunya*, Tesis doctoral. Universitat de Barcelona.
- SEPÚLVEDA, J. y GÓMEZ, H. (1998), “Origen, rumbo y destino de la transición en salud en México y América Latina”, en Sánchez, D.; Bazzani, R. y Gómez, S. (ed) *Prioridades en la investigación de la salud colectiva en América Latina*, Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (CIID), Montevideo.
- SHRYOCK, H.S.; SIEGEL, J.S. y ASSOCIATES (1976), *The methods and materials of demography*, U.S. Bureau of Census, Washington, DC.
- SIERRA, I.; GISPERT, R.; PUIG, X.; TORNÉS, M.; PUIGDEFRÀGEGAS, M. (2006), *Impacte de l'edat i de les causes de mort en els canvis de l'esperança de vida. Catalunya 1987-2002*, Departament de Salut, Generalitat de Catalunya, Barcelona.
- SOLSONA, M. (1991), *Anàlisi demogràfica i territorial de l'activitat femenina a Espanya. 1970-1986*, Tesis Doctoral, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona.
- SURAUULT, P. (1983), “Les déterminants socio-culturelles de la morbidité et de la mortalité”, en *Morbidité et mortalité aux âges adultes dans les pays développés*. Chaire Quetelet'82, Cabay, Louvain-la-Neuve, pp. 193-241.
- SURAUULT, P. (1984), “Les facteurs de différenciation sociale de la mortalité”, en *Espace, Population et Sociétés*, 3, pp. 131-140.
- SURAUULT, P. (1991), “Post-modernité et inégalités sociales devant la mort”, en Isnard et al. (eds.), *Socio-economic Differential Mortality in Industrialized Societies*, INED / INSEE / CIRCRED, Paris, pp. 295-315.

- SZRETER, S. (1993), "The idea of demographic transition and the study of fertility change: A critical intellectual history", en *Population and Development Review*, 19 (4), pp. 659-701.
- TABEAU, E. (2001), "A Review of Demographic Forecasting Models for Mortality", en E. Tabeau et al (eds), *Forecasting Mortality in Developed Countries*, Kluwer Academic Publishers, Londres, p. 1-32.
- TAPINOS, G. (1988), *Elementos de demografía*, Espasa Calpe, Madrid.
- TATCHER, R. (2001), "La démographie des centenaires en Angleterre et Pays de Galles", en *Population*, nº 1-2, pp. 159-181.
- THILTÈS E. y WUNSCH G. (1994), "Santé et environnement. Un cadre conceptuel", en *Politiques de population. Études et documents*, vol V, nº 4, pp 7-35.
- THOMPSON W.S. (1929), "Population", en *American Journal of Sociology*, 34, pp. 959-975.
- TORTELLA, G. (1994), *El desarrollo de la España contemporánea. Historia económica de los siglos XIX y XX*, Alianza Universidad Textos, Madrid.
- TRIFIRO, M.C. (1991), *La mortalité différentielle dans les provinces espagnoles. Causes de décès et facteurs de risques chez les adultes*, Working Paper, Institut de Démographie, Université Catholique de Louvain, 156.
- VAGUET, A. (2000), "Maladies émergentes et reviviscentes", en *Espace, Population et Sociétés*, 2, pp. 157-159.
- VALKONEN, T. (2001), "Tendances en matière de mortalité différentielle en Europe", en Vallin, J., Meslé, F. y Valkonen, T. *Tendances en matière de mortalité et mortalité différentielle*, Etudes démographiques, nº 36, Editions du Conseil de l'Europe, pp. 189-300.
- VALLIN, J. (1973), *La mortalité par génération en France, depuis 1899*, Travaux et Documents, nº 63, INED/PUF, Paris.
- VALLIN, J. y NIZARD, A. (1977), "La mortalité par état matrimonial: mariage sélection ou mariage protection", en *Population*, numéro spécial, pp. 95-125.
- VALLIN, J. (1985), "La mortalité différentielle", en Pressat, R. (ed.), *Manuel d'analyse de la mortalité*, INED / OMS, Paris.
- VALLIN, J. (1988), "Évolution sociale et baisse de la mortalité: conquête ou reconquête d'un avantage féminin?", comunicación presentada en la Conferencia *Le status de la femme et l'évolution démographique dans le cadre du développement*, Asker (Noruega), INED.
- VALLIN, J. y MESLÉ, F. (1988), *Les causes des décès en France de 1925 à 1978*, Travaux et Documents, nº 115, INED / PUF, Paris.
- VALLIN, J. y MESLÉ, F. (1989), "A long terme, l'écart d'espérance de vie entre hommes et femmes devrait diminuer", en *Population*, 6, pp. 1244-1251.
- VALLIN, J. (1990), "Quand les variations géographiques de la surmortalité masculine contredisent son évolution dans le temps", en *Espace, Population et Sociétés*, 3, pp. 467-478.
- VALLIN, J. (1995), "Espérance de vie: quelle quantité pour quelle qualité de vie?", comunicación al *Congreso Europeo de Demografía*, Milan, 4-8 de septiembre, CEPED / INED.
- VALLIN, J. y MESLÉ, F. (1996), *Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique? Les cas de la France de 1925 à 1993*, Dossiers et Recherches, nº 53, INED, Paris.
- VALLIN, J. y MESLÉ, F. (1998), "Évolution et variations géographiques de la surmortalité masculine. Du paradoxe français à la logique russe", en *Population*, nº 6, pp. 1079-1102.
- VALLIN, J. y CASSELLI, G. (2001), "Une démographie sans limite?", en *Population*, nº 1-2, pp. 51-85.
- VALLIN, J. y MESLÉ, F. (2001), "Vivre au-delà des 100 ans", en *Population & Sociétés*, nº 365.
- VALLIN, J. y MESLÉ, F. (2001b), "Évolution de la mortalité en Europe depuis 1950", en Vallin, J., Meslé, F. y Valkonen, T. *Tendances en matière de mortalité et mortalité différentielle*, Etudes démographiques, nº 36, Editions du Conseil de l'Europe, pp. 33-187.

- VALLIN, J. y MESLE, F. (2001) *Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe siècle*, Ined, Paris (disponible en [http://www.ined.fr/fr/ressources\\_documentation/publications/donnees\\_statistiques/bdd/publication/110/](http://www.ined.fr/fr/ressources_documentation/publications/donnees_statistiques/bdd/publication/110/))
- VALLIN, J. y MESLÉ, F. (2002), "Comment améliorer la précision des tables de mortalité aux grands âges? Le cas de la France", en *Population*, nº 4-5, pp. 603-631.
- VAN DE KAA, D. (1988), "The second demographic transition revisited: theories and expectations", Comunicación presentada en la Conferencia *Symposium on Population Change and European Society*, Florencia, European University Institute.
- VAN DE KAA, D. (1999), "Without Maps and Compass? Towards a New European Transition Project", en *European Journal of Population*, Vol. 15 (4), pp. 309-316.
- VAUPEL, J. (2001), "La longévité vue sous l'angle de la démographie", en *Population*, nº 1-2, pp. 277-294.
- VICENT, P. (1951), "La mortalité des vieillards", en *Population*, nº 6, pp. 181-204.
- VICIANA, F. J. (1998), La transición demográfica y sanitaria en Andalucía durante el siglo XX, Tesis doctoral, Departamento de Ciencias Sociosanitarias, Universidad de Sevilla.
- VICIANA, F.; HERNÁNDEZ-RODRÍGUEZ, J. A.; CONTO V.D.; ÁVILA, A.L. (2003), *Longevidad y calidad de vida en Andalucía*, Instituto de Estadística de Andalucía, Sevilla.
- VILANOVA, M.; MORENO, X. (1992), *Atlas de la evolución del analfabetismo en España, 1887-1981*, Ministerio de Educación y Ciencia, Madrid.
- VILLÁN CRIADO, I. (2001), "La información estadística y demográfica", en VV.AA. *Las claves demográficas del futuro de España*, Colección Veintiuno, Fundación Cánovas del Castillo, Madrid, pp. 111-134.
- VILLAR, F.; BANEGAS, J.R.; RODRÍGUEZ, F.; REY, J. (1998), "Mortalidad de causa cardiovascular en España y sus comunidades autónomas (1975-1992)", en *Medicina Clínica*, 1998, 110(9), pp. 321-327.
- VILLAR, F. y BANEGAS, J.R. (2000), "Reducir las enfermedades cardiovasculares", en SESPAS, *La salud pública ante los desafíos de un nuevo siglo*. Informe SESPAS 2000, Escuela Andaluza de Salud Pública, Granada.
- WALDRON, I. (1985), "Que savons-nous de la différenciation sexuelle dans la mortalité? Aperçu bibliographique", en *Bulletin démographique des Nations Unies*, 18, pp. 67-87.
- WALFORD, R.L. (1984), *La vie la plus longue*. Editorial Robert Laffont, Colección Fontaine Des Sciences, Paris.
- WANNER, P.; FEI, P.; DUCHÊNE, J. (2000), "Une application de la méthode Age, Periode, Cohort (APC). La fécondité et la mortalité en Suisse", en *Document de Travail*, nº 7, Université Catholique de Louvain.
- WATTELLAR, C. (1980), "Perspectives démographiques par sexe et par âge: les indices de mortalité et le calcul des survivants", en *Recherches Démographiques*, cahier nº 2, Département de Démographie, Université Catholique de Louvain, Louvain-La Neuve.
- WILMOTH, J.; VALLIN, J.; CASELLI, G. (1989), "Quand certaines generations ont une mortalité différente de celle que l'on pourrait attendre", en *Population*, nº 44, pp. 335-376.
- WILMOTH, J. y HORIUCHI, S. (1999), "Rectangularization revisited: variability of age at death within human populations", en *Demography*, vol 36, nº 4, pp. 475-495.
- WRIGLEY, E.A.; DAVIS, R.S.; OEPPEN, J.E.; SCHOFIEL, R.S. (1997), *English population history from family reconstitution, 1580-1837*, Cambridge University Press, Cambridge.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION (1980), *Manual of Mortality Analysis*, Division of Health Statistics, Geneva.
- WUNSCH, G. y LAMBERT, A. (1981), "Life-styles and death styles. Differentials and consequences of mortality trends", en *Genus*, XXXVII (3-4), pp. 41-56.
- WUNSCH, G. (1984), "Multivariate analysis of mortality data: an exploratory approach", en Vallin, J., Pollard, J.N. y Heligman, L. (ed), *Methodologies for the collection and analysis of mortality data*, Lieja, Ordina, pp. 305-330.

WUNSCH, G. (2001), “Variables de confusion: standardisation et indices résumés”, en Caselli, G., Vallin, J. y Wunsch, G. (ed), *Démographie: analyse et synthèse. I. La dynamique des populations*, Paris, INED/PUF, pp. 329-348.

ZAMORA, F. (2001), “Proyecciones de la Población Española”, en VV.AA., *Las claves demográficas del futuro de España*, Veintiuno Colección, Fundación Cánovas del Castillo, Madrid, pp. 270-303.

## Fuentes, bases de datos e instituciones

### Fuentes

#### Censos de población

DIRECCIÓN GENERAL DEL INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Censo de la población de España, según el empadronamiento hecho en la península e islas adyacentes en 31 de Diciembre de 1900. Madrid: 1902, 1903, 1907.

DIRECCIÓN GENERAL DEL INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Censo de la población de España, según el empadronamiento hecho en la península e islas adyacentes en 31 de Diciembre de 1910. Madrid: 1913-1917.

DIRECCIÓN GENERAL DEL INSTITUTO GEOGRÁFICO CATASTRAL Y DE ESTADÍSTICA Censo de la población de España, según el empadronamiento hecho en la península e islas adyacentes en 31 de Diciembre de 1920. Madrid: 1922-29.

DIRECCIÓN GENERAL DEL INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Censo de la población de España, según el empadronamiento hecho en la península e islas adyacentes en 31 de Diciembre de 1930. Madrid: 1932-43.

DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Censo de la población de España, hecha en la península e islas adyacentes y posesiones del norte y costa occidental de Africa en 31 de Diciembre de 1940. Madrid: 1943.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Censo de la población de España y territorios de su soberanía y protectorado realizado el 31 de Diciembre de 1950. Madrid: 1954.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Censo de la población y de las viviendas de España según la inscripción realizada el 31 de Diciembre de 1960. Madrid: 1969.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Censo de la población y de las viviendas de España según la inscripción realizada el 31 de Diciembre de 1970. Madrid: 1973.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Censo de la población de 1981. Madrid: 1985.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Censo de la población de 1991. Madrid: 1994.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Censo de la población y viviendas de 2001. Resultados definitivos. (<http://www.ine.es/censo/es/inicio.jsp>)

#### Padrones de población

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Características de la Población española deducidas del Padrón Municipal de habitantes, según la inscripción realizada el 31 de diciembre de 1975. Madrid: 1977.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Padrón Municipal de habitantes, 1 de Abril de 1986. Madrid: 1989.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Renovación del Padrón Municipal de Habitantes a 1 de mayo de 1996. Madrid: 1999.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. Explotación estadística del Padrón, 1996-2006. Resultados definitivos. ([http://www.ine.es/inebase/menu2\\_dem.htm](http://www.ine.es/inebase/menu2_dem.htm))

### Movimiento natural de la población

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1900. Madrid: 1901.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1901. Madrid: 1903.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1902. Madrid: 1906.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1903. Madrid: 1907.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1904. Madrid: 1909.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1905. Madrid: 1910.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1906. Madrid: 1911.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1907. Madrid: 1913.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1908. Madrid: 1914.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1909. Madrid: 1914.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1910. Madrid: 1916.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1911. Madrid: 1916.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1912. Madrid: 1917.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1913. Madrid: 1917.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1914. Madrid: 1917.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1915. Madrid: 1917.

INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO Movimiento anual de la población de España, año 1916. Madrid: 1917.

DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento de la población de España, año 1918. Madrid: 1923.

JEFATURA SUPERIOR DE ESTADÍSTICA Movimiento de la población de España, años 1919-1920. Madrid: 1924.

JEFATURA SUPERIOR DE ESTADÍSTICA Movimiento de la población de España, años 1921-1923. Madrid: 1926.

JEFATURA SUPERIOR DE ESTADÍSTICA Movimiento de la población de España, años 1924-1925-1926. Madrid: 1929.

JEFATURA SUPERIOR DE ESTADÍSTICA Movimiento de la población de España, años 1927-1928-1929. Madrid: 1932.

INSTITUTO GEOGRÁFICO, CATASTRAL Y DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1930. Madrid: 1934.



- MINISTERIO DE TRABAJO, JUSTICIA Y SANIDAD. SECRETARIA DE TRABAJO Y ACCIÓN SOCIAL Movimiento natural de la población de España, año 1931. Madrid: 1935.
- MINISTERIO DE TRABAJO, JUSTICIA Y SANIDAD. SECRETARIA DE TRABAJO Y ACCIÓN SOCIAL Movimiento natural de la población de España, año 1932. Madrid: 1936.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1933. Madrid: 1942.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1934. Madrid: 1942.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1935. Madrid: 1943.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1936. Madrid: 1943.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1937. Madrid: 1943.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1938. Madrid: 1943.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1939. Madrid: 1944.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1941. Madrid: 1945.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1942. Madrid: 1945.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1943. Madrid: 1945.
- DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1944. Madrid: 1947.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1945. Madrid: 1948.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1946. Madrid: 1948.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1947. Madrid: 1949.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1948. Madrid: 1950.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1949. Madrid: 1951.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, año 1950. Madrid: 1952.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1951-1952-1953. Madrid: 1955.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1954-1955-1956. Madrid: 1960.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1957-1958-1959. Madrid: 1961.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1960: clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones. Madrid: 1963.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1961: clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones. Madrid: 1964.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1962: clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones. Madrid: 1965.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1963-1964: clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones. Madrid: 1968.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1965 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1968.

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1966 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1969.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1967 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1970.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1968 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1972.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1969 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1972.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1970 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1973.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1971 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1974.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1972 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1975.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población de España, 1974 (Clasificaciones generales y especiales de los nacimientos, matrimonios y defunciones). Madrid: 1976.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Microdatos de nacimientos del Movimiento natural de la población de España, 1975-2003. ([http://www.ine.es/prodyser/micro\\_mnp\\_nacim.htm](http://www.ine.es/prodyser/micro_mnp_nacim.htm))
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Microdatos de defunciones del Movimiento natural de la población de España, 1975-2003. ([http://www.ine.es/prodyser/micro\\_mnp\\_defun.htm](http://www.ine.es/prodyser/micro_mnp_defun.htm))
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Microdatos de defunciones del Movimiento natural de la población de España, 1975-2003. ([http://www.ine.es/prodyser/micro\\_mnp\\_defun.htm](http://www.ine.es/prodyser/micro_mnp_defun.htm))
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Microdatos de defunciones según la causa de muerte del Movimiento natural de la población de España, 1975-2003. (Ficheros facilitados por el INE bajo petición individualizada)
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población. Resultados definitivos: 1996-2005. ([http://www.ine.es/inebase/menu2\\_dem.htm](http://www.ine.es/inebase/menu2_dem.htm))
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Movimiento natural de la población. Resultados definitivos: 1996-2005. ([http://www.ine.es/inebase/menu2\\_dem.htm](http://www.ine.es/inebase/menu2_dem.htm))
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Defunciones según la causa de muerte. Resultados definitivos 2003 y 2004. ([http://www.ine.es/inebase/menu3\\_soc.htm](http://www.ine.es/inebase/menu3_soc.htm))

#### Estadística de Variaciones Residenciales

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. Microdatos de la Estadística de Variaciones Residenciales, 1988-2005. ([http://www.ine.es/prodyser/micro\\_varires.htm](http://www.ine.es/prodyser/micro_varires.htm))

#### Otras fuentes estadísticas del INE

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. Microdatos de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud, 1999 ([http://www.ine.es/prodyser/micro\\_disca.htm](http://www.ine.es/prodyser/micro_disca.htm))

## Consultas en internet

### Consultas en bases de datos nacionales

- BASE DE DADES DE MUNICIPIS I COMARQUES: Institut d'Estadística de Catalunya (IDESCAT): <http://www.idescat.net/territ/BasicTerr?TC=9>
- ESTADÍSTICAS DGT: Dirección General de Tráfico: [www.dgt.es/estadisticas/estadisticas03.htm](http://www.dgt.es/estadisticas/estadisticas03.htm)
- INEBASE: Instituto Nacional de Estadística (INE): <http://www.ine.es/inebmenu/index.htm>
- REGISTRO NACIONAL DE CASOS DE SIDA: Centro Nacional de Epidemiología y Secretaría del Plan Nacional sobre SIDA: [www.isciii.es/htdocs/centros/epidemiologia/epi\\_sida.jsp](http://www.isciii.es/htdocs/centros/epidemiologia/epi_sida.jsp)
- SISTEMA DE INFORMACIÓN DEMOGRÁFICA DE ANDALUCÍA: Instituto de Estadística de Andalucía (IEA): <http://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadistica/sid/index.htm>
- RAZIEL: Instituto de Salud Carlos III / Centro Nacional de Epidemiología: [www.isciii.es/htdocs/centros/epidemiologia/epi\\_servidores.jsp](http://www.isciii.es/htdocs/centros/epidemiologia/epi_servidores.jsp)

### Consultas en bases de datos internacionales

- HUMAN MORTALITY DATABASE (HMD): University of California, Berkeley / Max Planck Institute for Demographic Research: [www.mortality.org](http://www.mortality.org)
- POPULATION EN CHIFFRES: Institut National d'Études Démographiques (INED): [www.ined.fr/fr/pop\\_chiffres](http://www.ined.fr/fr/pop_chiffres)
- POPULATION AND SOCIAL CONDITIONS. LONG TERM INDICATORS: EUROSTAT: [www.eu.int/comm/eurostat](http://www.eu.int/comm/eurostat)
- UNITED NATIONS POPULATION INFORMATION NETWORK (POPIN): División de Población de Naciones Unidas: [www.un.org/popin](http://www.un.org/popin)
- WORLD HEALTH ORGANIZATION STATISTICAL INFORMATION SYSTEM (WHOSIS): Organización Mundial de la Salud (OMS): [www.who.int/whosis/en](http://www.who.int/whosis/en)

### Otros sitios web consultados

- AUSTRALIAN BUREAU OF STATISTICS (ABS): [www.abs.gov.au](http://www.abs.gov.au)
- CENTRAAL BUREAU VOOR DE STATISTIEK (Holanda): [www.cbs.nl](http://www.cbs.nl)
- CENTRO NACIONAL DE EPIDEMIOLOGÍA: [www.cne.isciii.es/](http://www.cne.isciii.es/)
- EUROPEAN OBSERVATORY ON DEMOGRAPHY AND THE SOCIAL SITUATION: [http://ec.europa.eu/employment\\_social/social\\_situation/sso\\_en.htm](http://ec.europa.eu/employment_social/social_situation/sso_en.htm)
- GOVERNMENT ACTUARY'S DEPARTMENT (GDA, Reino Unido): [www.gad.gov.uk](http://www.gad.gov.uk)
- INSTITUT NATIONAL DE STATISTIQUE (INS, Bélgica): [www.statbel.fgov.be](http://www.statbel.fgov.be)
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES (INSÉE, Francia): [www.insee.fr/fr/home/home\\_page.asp](http://www.insee.fr/fr/home/home_page.asp)
- INSTITUT NATIONAL D'ÉTUDES DÉMOGRAPHIQUES: [www.ined.fr](http://www.ined.fr)

- INSTITUTO DE SALUD CARLOS III: [www.isciii.es/htdocs/index.jsp](http://www.isciii.es/htdocs/index.jsp)
- INSTITUTO NACIONAL DE SEGURIDAD E HIGIENE EN EL TRABAJO: [www. empleo.mtas.es/insh](http://www.empleo.mtas.es/insh)
- ISTITUTO NAZIONALE DI ESTATISTICA (ISTAT, Italia): [www.istat.it](http://www.istat.it)
- MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH: [www.demogr.mpg.de](http://www.demogr.mpg.de)
- NATIONAL INSTITUTE OF POPULATION AND SOCIAL SECURITY (Japón): [www.ipss.go.jp](http://www.ipss.go.jp)
- OBSERVATORIO ESPAÑOL SOBRE DROGAS: [www.pnsd.msc.es/Categoria2/centro/home.htm](http://www.pnsd.msc.es/Categoria2/centro/home.htm)
- OFFICE FÉDÉRAL DE LA STATISTIQUE (OFS, Suiza): [www.bfs.admin.ch](http://www.bfs.admin.ch)
- OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS (ONS, Reino Unido): [www.statistics.gov.uk](http://www.statistics.gov.uk)
- SOCIEDAD ESPAÑOLA DE SALUD PÚBLICA Y ADMINISTRACIÓN SANITARIA (SESPAS): [www.sespas.es](http://www.sespas.es)
- STATISTICHES BUNDESAMT (SB, Alemania): [www.destatis.de](http://www.destatis.de)
- STATISTICS CANADA (SC): [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)
- STATISTICS NORWAY (SSB): [www.ssb.no](http://www.ssb.no)
- STATISTICS SWEDEN (SCB): [www.scb.se](http://www.scb.se)
- U.S. CENSUS BUREAU: [www.census.gov/](http://www.census.gov/)

---

## Anexos

En el CD adjunto se presentan las principales series e indicadores tanto nacionales como provinciales. Entre otras, se incluyen: a) las tablas completas de mortalidad anuales de España y las tablas abreviadas de las provincias para periodos quinquenales; b) las series históricas del siglo XX de causas de muerte para España; c) las series de causas de muerte sobre la base de patrón epidemiológico moderno de España y de las provincias para el periodo más reciente. Para el ámbito provincial la información se ha estructurado de dos formas distintas: por un lado, tablas que resumen los distintos indicadores de todas las provincias; por otro lado, tablas que sintetizan para cada una de las provincias los distintos indicadores y resultados generados.



## La mortalidad en España en el siglo XX

A.1 – Evolución de la esperanza de vida al nacer. 1911-2004. ....	419
A.2 – Evolución de la esperanza de vida a los 40 años. 1911-2004. ....	420
A.3 – Evolución de la esperanza de vida a los 60 años. 1911-2004. ....	421
A.4 – Evolución de la esperanza de vida a los 80 años. 1911-2004. ....	422
A.5 – Esperanza de vida por sexo en diferentes países. 1980-2001.....	423
A.6 – Supervivientes de las tablas de mortalidad españolas. ....	424
A.7 – Defunciones de las tablas de mortalidad a partir de la edad exacta 40. ....	425
A.8 – Evolución de las tasas estandarizadas por grupos de causas y sexo. 1911-2004. ....	426
A.9 – Cambio en el patrón epidemiológico de las mujeres en distintas etapas de la vida. ....	429
A.10 – Tasas de mortalidad evitable por grandes grupos de edad. 1979-2004.....	430
A.11 – Contribución de las edades al cambio en la esperanza de vida al nacer. 1911-2004 .....	434
A.12 – Esquemas de ganancias de años de vida por grandes periodos. 1911-2001 .....	435
A.13 – Esquemas quinquenal de ganancias de vida de vida. 1981-2001.....	439
A.14 – Contribución de las edades a la diferencia de vida media entre sexos. 1911-2004 .....	443
A.15 – Contribución edad-causa al diferencial de vida entre sexos en el siglo XX.....	444
A.16 – Contribución edad-causa al diferencial de vida entre sexos. 1981, 1986, 1991 y 2001 .....	447
A.17 – Evolución del potencial de años vividos por las generaciones españolas.....	448

## La geografía de la mortalidad, 1961-2001

B.1 – Tasas estandarizadas de mortalidad por sexo. 1961-2001 .....	450
B.2 – Evolución de la tasa estandarizada por sexo. 1961-2001 .....	452
B.3 – Esperanza de vida al nacer por sexo. 1961-2001 .....	454
B.4 – Esperanza de vida a los 65 años por sexo. 1961-2001.....	456
B.5 – Cocientes de mortalidad por sexo y grandes grupos de edad. 1961, 1976, 1986 y 2001 .....	458
B.6 – Mapificación del índice estandarizado por sexo y causa. 1960-62 y 1970-72 .....	468
B.7 – Posición de las provincias en los factores socioeconómicos en 1960 y 1970 .....	472
B.8 – Espacios de mortalidad por causa. 1986-1991-1996-2001 .....	473
B.9 – Contribución relativa edad-causa a los diferenciales interprovinciales de vida media.....	474
B.10 – Tasa estandarizada de mortalidad evitable y mortalidad total. 2000-2002 .....	477
B.11 – Ganancia de vida media por eliminación de las de muertes evitables. 2000-2002. ....	479

## Escenarios de futuro para España

C.1 – Proyección de la esperanza de vida al nacer por sexo. 2005-2051 .....	481
C.2 – Proyección de la esperanza de vida a la edad 65 por sexo. 2005-2051 .....	482
C.3 – Funciones de supervivencia de las tablas de mortalidad estimadas para el 2051 .....	483





A.1- Evolución de la esperanza de vida al nacer. 1911-2004.

Año	Hombres	Mujeres	Año	Hombres	Mujeres
1911	40,9	43,5	1958	66,4	71,1
1912	43,7	46,6	1959	66,2	71,1
1913	42,2	45,2	1960	66,8	71,8
1914	42,4	45,2	1961	67,2	72,1
1915	42,2	45,0	1962	67,1	72,1
1916	43,1	46,0	1963	67,1	72,4
1917	41,8	44,8	1964	67,8	73,2
1918	29,9	31,5	1965	68,2	73,6
1919	40,4	43,4	1966	68,5	73,8
1920	39,4	42,1	1967	68,6	74,1
1921	42,4	45,4	1968	68,9	74,4
1922	43,9	47,2	1969	68,4	73,9
1923	43,9	47,3	1970	69,4	74,9
1924	45,1	49,0	1971	68,9	74,6
1925	45,6	49,4	1972	70,2	75,6
1926	46,4	50,1	1973	69,9	75,5
1927	47,1	50,9	1974	70,2	75,9
1928	47,3	50,9	1975	70,6	76,4
1929	48,1	52,1	1976	70,9	76,7
1930	48,9	53,0	1977	71,3	77,2
1931	49,0	52,8	1978	71,4	77,5
1932	50,3	54,1	1979	71,9	78,0
1933	50,4	54,2	1980	72,4	78,5
1934	50,8	54,8	1981	72,5	78,7
1935	51,0	55,1	1982	73,2	79,3
1936	47,0	56,0	1983	73,0	79,1
1937	43,1	52,7	1984	73,2	79,6
1938	43,6	52,6	1985	73,1	79,6
1939	43,2	52,3	1986	73,4	79,8
1940	45,8	53,7	1987	73,6	80,2
1941	44,6	52,8	1988	73,5	80,2
1942	49,9	56,3	1989	73,4	80,4
1943	52,2	58,0	1990	73,4	80,4
1944	53,4	59,6	1991	73,5	80,6
1945	55,1	60,8	1992	73,8	81,1
1946	54,5	60,7	1993	74,0	81,2
1947	56,7	61,9	1994	74,4	81,6
1948	58,5	63,9	1995	74,5	81,7
1949	58,3	63,6	1996	74,6	81,8
1950	59,7	64,7	1997	75,2	82,2
1951	59,4	64,3	1998	75,3	82,3
1952	62,6	67,2	1999	75,4	82,3
1953	63,4	67,9	2000	75,9	82,7
1954	64,6	69,1	2001	76,2	83,1
1955	64,3	68,9	2002	76,3	83,1
1956	64,3	69,0	2003	76,3	82,9
1957	64,1	68,9	2004	76,8	83,5

Fuente: elaboración propia.

## A.2- Evolución de la esperanza de vida a los 40 años. 1911-2004.

Año	Hombres	Mujeres	Año	Hombres	Mujeres
1911	27,1	29,2	1958	33,1	36,8
1912	27,4	29,7	1959	32,8	36,7
1913	27,1	29,6	1960	32,9	36,8
1914	27,0	29,4	1961	33,4	37,3
1915	27,0	29,5	1962	32,8	36,8
1916	27,2	29,6	1963	32,8	36,9
1917	26,5	29,1	1964	33,2	37,5
1918	23,2	25,5	1965	33,4	37,6
1919	26,0	29,0	1966	33,4	37,8
1920	26,5	29,3	1967	33,4	37,8
1921	27,1	30,1	1968	33,5	37,9
1922	27,3	30,4	1969	32,9	37,4
1923	27,0	30,2	1970	33,8	38,2
1924	27,3	30,8	1971	33,0	37,7
1925	27,1	30,5	1972	34,0	38,6
1926	27,4	31,0	1973	33,7	38,3
1927	27,3	30,7	1974	33,8	38,5
1928	28,0	31,4	1975	34,0	38,8
1929	27,8	31,4	1976	34,1	39,0
1930	28,4	31,9	1977	34,4	39,4
1931	27,7	31,1	1978	34,6	39,6
1932	28,4	31,9	1979	34,9	40,1
1933	28,2	31,6	1980	35,2	40,4
1934	28,4	31,9	1981	35,3	40,5
1935	28,4	31,9	1982	35,7	41,0
1936	26,7	32,4	1983	35,5	40,8
1937	25,9	31,3	1984	35,7	41,2
1938	25,1	30,0	1985	35,5	41,1
1939	24,6	30,5	1986	35,9	41,4
1940	26,4	31,9	1987	36,2	41,7
1941	23,6	30,1	1988	36,1	41,7
1942	27,2	31,9	1989	36,2	41,9
1943	29,2	33,3	1990	36,2	42,0
1944	29,2	33,5	1991	36,3	42,1
1945	30,0	34,2	1992	36,6	42,6
1946	28,5	33,6	1993	36,7	42,6
1947	29,8	33,9	1994	37,0	42,9
1948	30,8	35,1	1995	37,0	43,0
1949	30,2	34,4	1996	37,1	43,1
1950	30,8	34,9	1997	37,3	43,4
1951	30,0	33,8	1998	37,3	43,4
1952	31,9	35,5	1999	37,3	43,3
1953	31,9	35,4	2000	37,8	43,8
1954	32,4	36,0	2001	38,0	44,0
1955	32,3	35,9	2002	38,0	44,1
1956	31,6	35,3	2003	38,0	43,9
1957	31,6	35,4	2004	38,4	44,4

Fuente: elaboración propia.

A.3- Evolución de la esperanza de vida a los 60 años. 1911-2004.

Año	Hombres	Mujeres	Año	Hombres	Mujeres
1911	13,5	14,9	1958	16,6	19,2
1912	13,8	15,3	1959	16,4	19,1
1913	13,5	15,3	1960	16,3	19,2
1914	13,4	15,0	1961	16,8	19,6
1915	13,4	15,1	1962	16,2	19,2
1916	13,5	15,2	1963	16,2	19,2
1917	13,0	14,7	1964	16,6	19,8
1918	12,2	13,5	1965	16,7	19,8
1919	13,0	14,8	1966	16,7	20,0
1920	13,3	15,1	1967	16,7	20,0
1921	13,6	15,5	1968	16,7	20,1
1922	13,7	15,7	1969	16,2	19,6
1923	13,5	15,5	1970	17,0	20,2
1924	13,7	15,9	1971	16,3	19,8
1925	13,4	15,6	1972	17,2	20,6
1926	13,7	16,0	1973	16,9	20,2
1927	13,5	15,6	1974	17,0	20,4
1928	14,0	16,3	1975	17,2	20,7
1929	13,9	16,1	1976	17,3	20,9
1930	14,3	16,6	1977	17,6	21,2
1931	13,8	15,9	1978	17,7	21,4
1932	14,2	16,4	1979	18,0	21,8
1933	14,1	16,3	1980	18,2	22,0
1934	14,2	16,3	1981	18,3	22,1
1935	14,3	16,4	1982	18,6	22,6
1936	13,8	16,8	1983	18,4	22,3
1937	13,1	15,9	1984	18,7	22,7
1938	12,1	14,9	1985	18,5	22,6
1939	12,4	15,2	1986	18,8	22,9
1940	13,3	16,3	1987	19,1	23,2
1941	11,4	14,9	1988	19,1	23,2
1942	13,5	16,2	1989	19,1	23,4
1943	14,8	17,4	1990	19,1	23,4
1944	14,7	17,4	1991	19,2	23,5
1945	15,3	18,0	1992	19,5	24,0
1946	14,2	17,4	1993	19,5	24,0
1947	14,9	17,5	1994	19,8	24,3
1948	15,8	18,5	1995	19,8	24,4
1949	15,2	17,9	1996	19,9	24,5
1950	15,4	18,1	1997	20,1	24,7
1951	14,5	17,0	1998	20,0	24,6
1952	16,0	18,5	1999	20,0	24,6
1953	15,8	18,2	2000	20,4	25,0
1954	16,2	18,7	2001	20,6	25,3
1955	16,1	18,6	2002	20,7	25,3
1956	15,4	18,0	2003	20,6	25,2
1957	15,4	18,1	2004	21,0	25,6

Fuente: elaboración propia.

## A.4- Evolución de la esperanza de vida a los 80 años. 1911-2004.

Año	Hombres	Mujeres	Año	Hombres	Mujeres
1911	4,9	5,6	1958	5,7	6,7
1912	5,1	5,9	1959	5,6	6,6
1913	5,0	5,8	1960	5,5	6,5
1914	4,9	5,6	1961	5,8	6,8
1915	4,9	5,7	1962	5,5	6,5
1916	4,9	5,7	1963	5,5	6,5
1917	4,7	5,4	1964	5,7	6,8
1918	4,5	5,1	1965	5,8	6,8
1919	4,6	5,6	1966	5,8	6,8
1920	4,8	5,6	1967	5,8	6,8
1921	5,0	5,8	1968	5,7	6,8
1922	5,0	5,9	1969	5,6	6,6
1923	5,0	5,8	1970	5,9	6,8
1924	5,0	6,1	1971	5,5	6,6
1925	4,9	5,8	1972	5,9	6,9
1926	5,1	6,1	1973	5,7	6,7
1927	4,8	5,8	1974	5,8	6,8
1928	5,2	6,3	1975	5,8	7,0
1929	5,2	6,3	1976	5,9	7,0
1930	5,3	6,5	1977	6,0	7,1
1931	4,9	5,9	1978	6,1	7,2
1932	5,2	6,3	1979	6,3	7,4
1933	5,2	6,1	1980	6,4	7,5
1934	5,3	6,2	1981	6,4	7,5
1935	5,4	6,3	1982	6,6	7,8
1936	5,2	6,4	1983	6,4	7,6
1937	4,6	5,8	1984	6,6	7,8
1938	4,1	5,2	1985	6,4	7,6
1939	4,4	5,4	1986	6,7	7,8
1940	4,7	5,8	1987	6,8	8,1
1941	4,0	4,9	1988	6,8	8,0
1942	4,8	5,8	1989	6,8	8,1
1943	5,3	6,4	1990	6,7	8,0
1944	5,2	6,3	1991	6,8	8,1
1945	5,6	6,6	1992	7,0	8,4
1946	5,1	6,2	1993	7,0	8,4
1947	5,2	6,3	1994	7,1	8,6
1948	5,8	6,9	1995	7,1	8,6
1949	5,3	6,4	1996	7,2	8,6
1950	5,5	6,4	1997	7,2	8,8
1951	4,9	5,9	1998	7,1	8,7
1952	5,7	6,8	1999	7,1	8,6
1953	5,5	6,4	2000	7,4	9,0
1954	5,6	6,7	2001	7,4	9,2
1955	5,5	6,4	2002	7,4	9,1
1956	5,0	6,0	2003	7,2	8,9
1957	5,2	6,1	2004	7,5	9,3

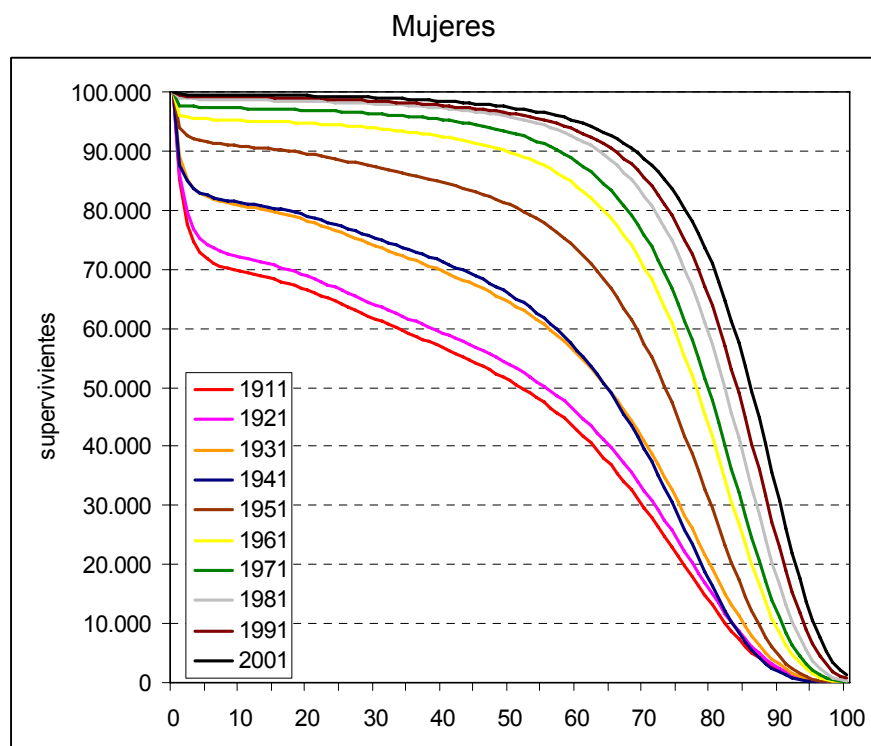
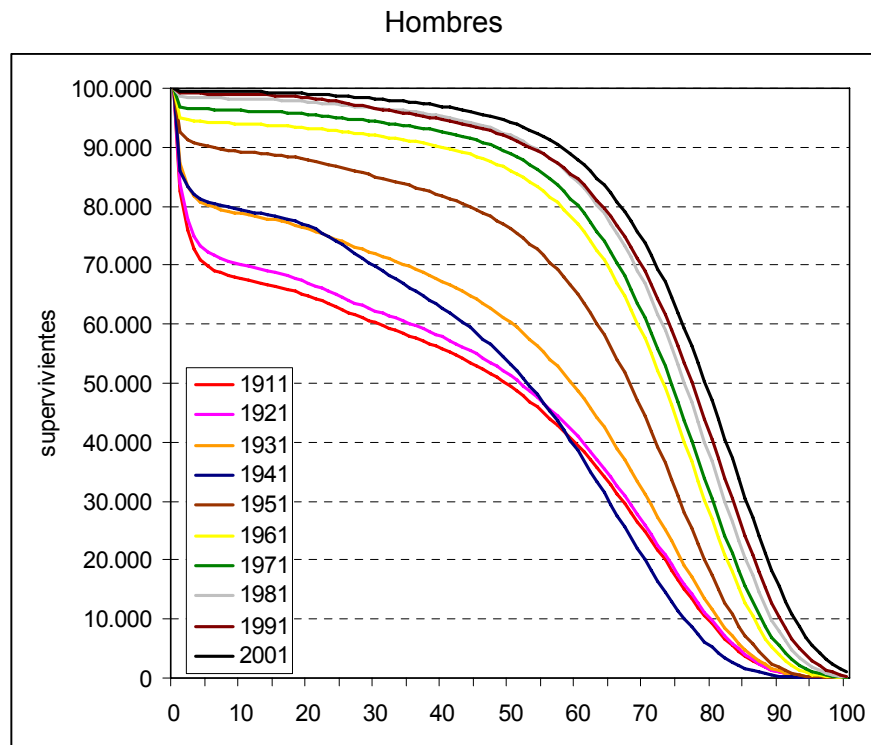
Fuente: elaboración propia.

A.5- Esperanza de vida por sexo en diferentes países, 1980-2001

	1980		1985		1990		1995		2001	
	Varón	Mujer	Varón	Mujer	Varón	Mujer	Varón	Mujer	Varón	Mujer
Alemania	69,6	76,1	71,1	77,4	72,0	78,4	73,2	79,7	75,5	81,3
Austria	69,0	76,0	70,3	77,2	72,2	78,8	73,3	79,9	75,6	81,5
Bélgica	69,9	76,5	71,1	77,9	72,7	79,3	73,4	80,2	74,9	81,1
Dinamarca	71,2	77,2	71,6	77,5	72,0	77,8	72,8	77,9	74,7	79,3
España	72,4	78,5	73,1	79,6	73,4	80,4	74,5	81,7	76,2	83,1
Finlandia	69,3	77,8	70,2	78,7	71,0	78,9	72,8	80,1	74,6	81,5
Francia	70,2	78,3	71,3	79,3	72,8	80,9	73,9	81,8	75,5	82,9
Grecia	73,1	77,7	73,4	78,3	74,6	79,3	75,0	79,9	76,1	80,9
Holanda	72,5	79,1	73,1	79,6	73,8	80,0	74,6	80,3	75,8	80,7
Irlanda	70,1	75,6	71,0	76,7	72,1	77,7	72,8	78,3	74,7	79,7
Islandia	73,8	80,3	75,1	80,6	75,7	81,1	76,3	80,2	78,3	82,9
Italia	70,6	77,2	72,3	78,6	73,6	80,1	74,8	81,3	76,7	82,9
Luxemburgo	70,3	75,4	70,5	77,2	72,5	78,5	73,2	80,4	75,2	80,7
Noruega	72,4	79,2	72,6	79,4	73,5	79,8	74,8	80,9	76,2	81,5
Portugal	68,0	74,9	69,4	76,4	70,4	77,3	71,6	78,7	73,5	80,3
Reino Unido	70,8	76,9	71,7	77,6	72,9	78,5	74,0	79,2	75,7	80,4
Suecia	72,8	78,8	73,8	79,6	74,8	80,4	76,2	81,4	77,6	82,1
Suiza	72,3	78,8	73,5	80,1	74,0	80,7	75,4	81,7	77,4	83,0
EE.UU.	70,0	77,4	71,1	78,2	71,8	78,8	72,5	78,9	74,4	79,8
Australia	71,0	78,1	72,4	78,8	73,9	80,1	75,0	80,8	77,0	82,4
Japón	73,4	78,8	74,8	80,5	75,9	81,9	76,4	82,9	78,1	84,9
Hungría	65,5	72,7	65,1	73,1	65,2	73,7	65,4	74,7	68,1	76,4
Polonia	66,0	74,4	66,5	74,8	66,5	75,5	67,6	76,3	70,2	78,3
Rep. Checa	66,8	73,9	67,6	74,8	67,6	75,5	69,7	76,7	72,1	78,5
Rusia	61,5	73,1	63,8	74,0	63,8	74,3	58,3	71,7	59,0	72,3

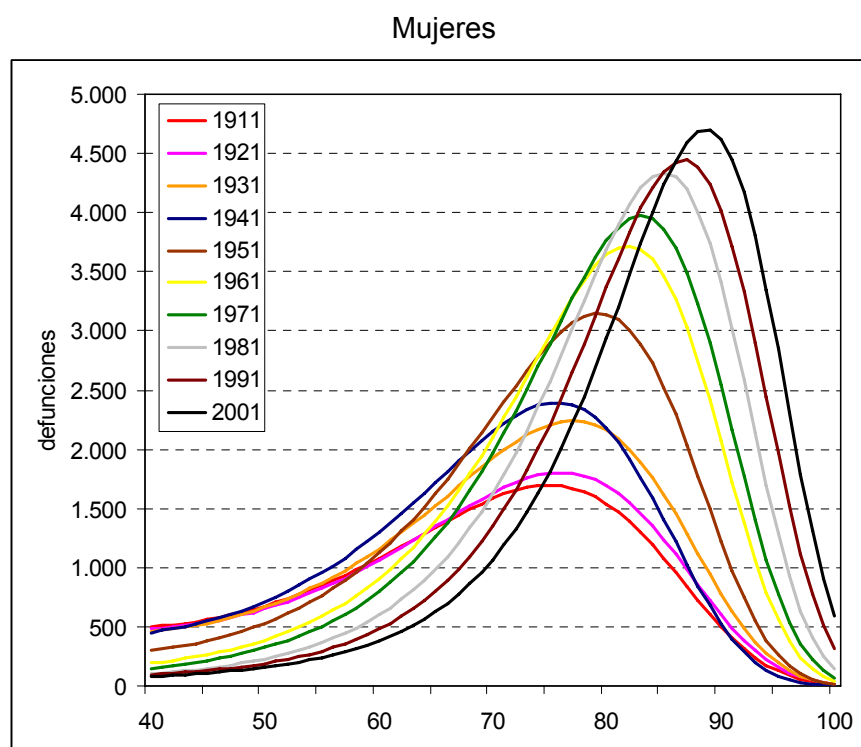
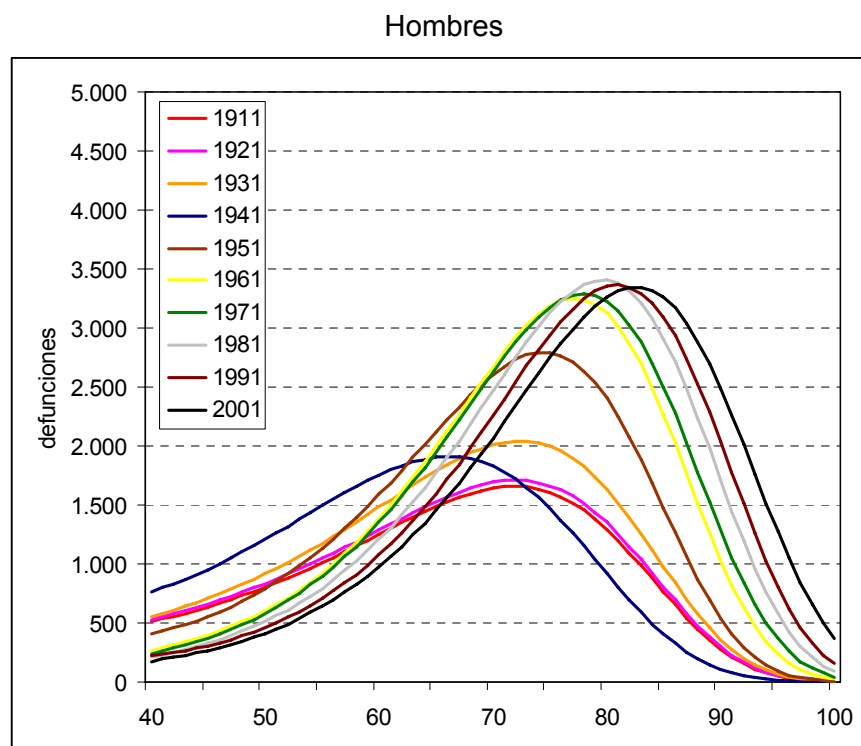
Fuente: España, Anexo A.1; resto de países, datos del Observatoire Démographique Européen extraídos de [www.ined.fr](http://www.ined.fr).

A.6- Supervivientes de las tablas de mortalidad españolas.



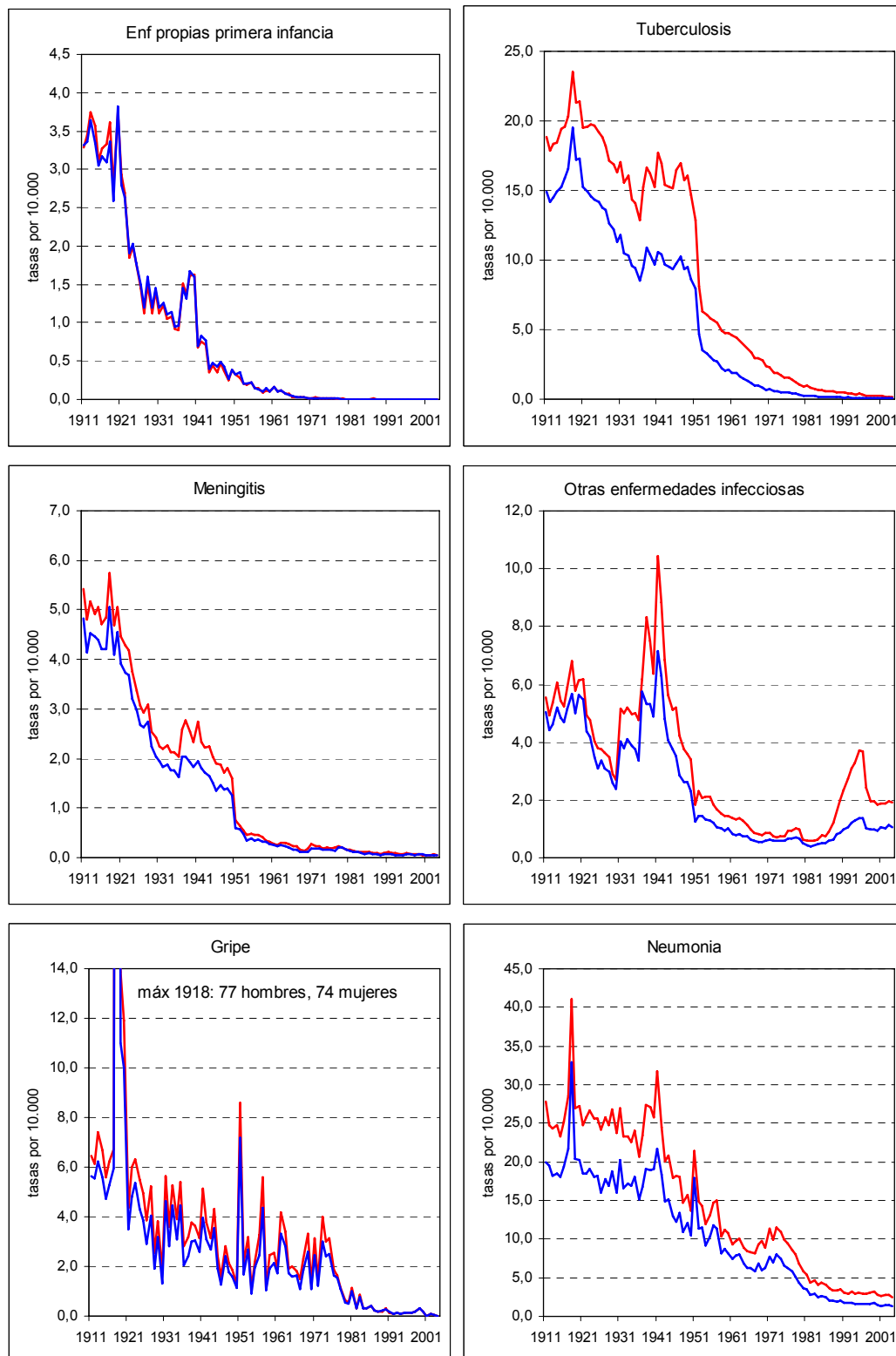
Fuente: elaboración a partir de los cocientes de mortalidad ajustados con la función 3 de Heligman y Pollard.

A.7- Defunciones de las tablas de mortalidad a partir de la edad exacta 40.



Fuente: elaboración a partir de los cocientes de mortalidad ajustados con la función 3 de Heligman y Pollard.

A.8 (I) - Evolución de las tasas estandarizadas de mortalidad por grandes grupos de causas y sexo (tasas por diez mil). España. 1911-2004.

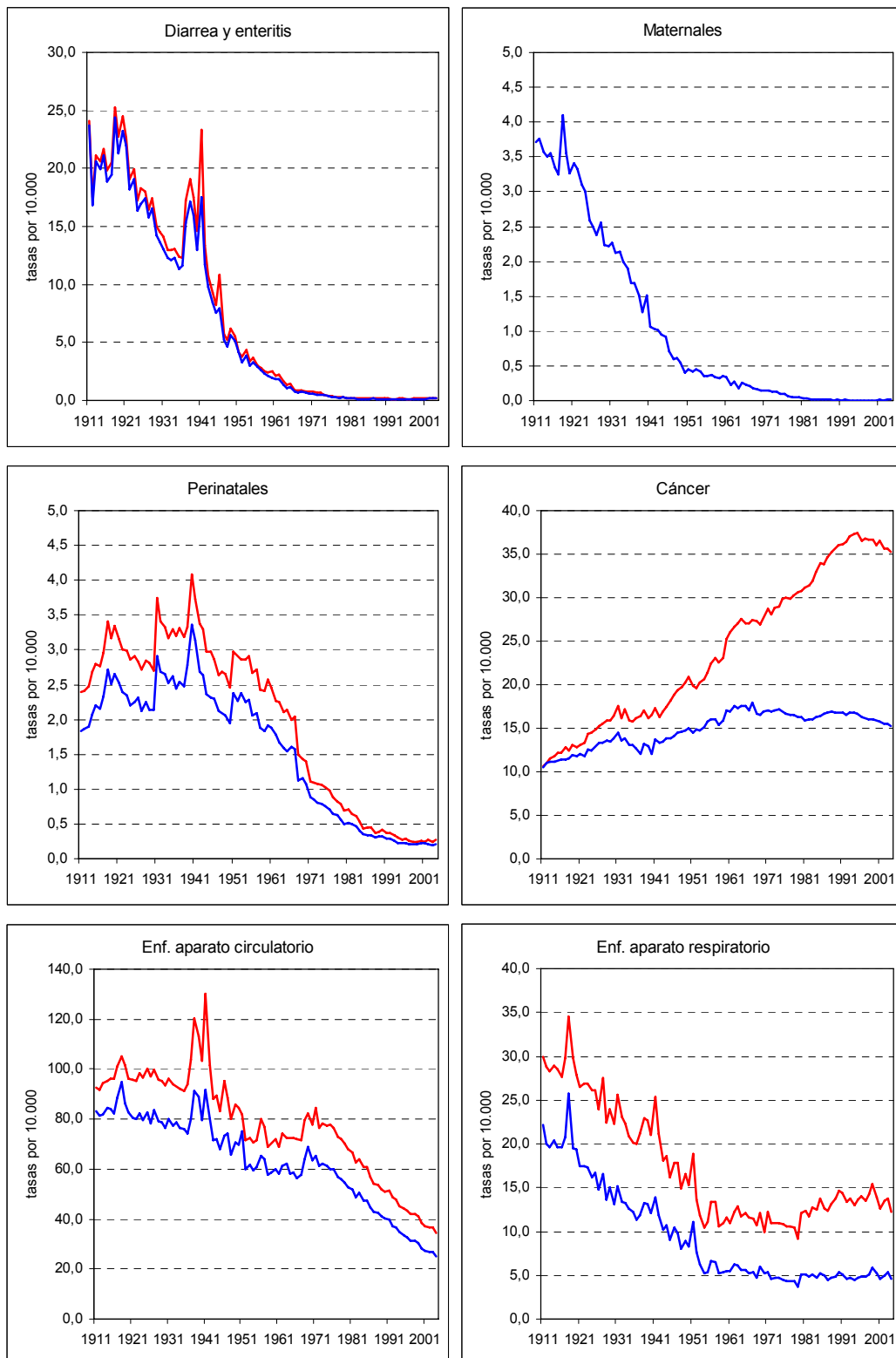


Nota: rojo hombres, azul mujeres. Población tipo: España, ambos sexos, a 1 enero 2005.

Fuente: elaboración propia.

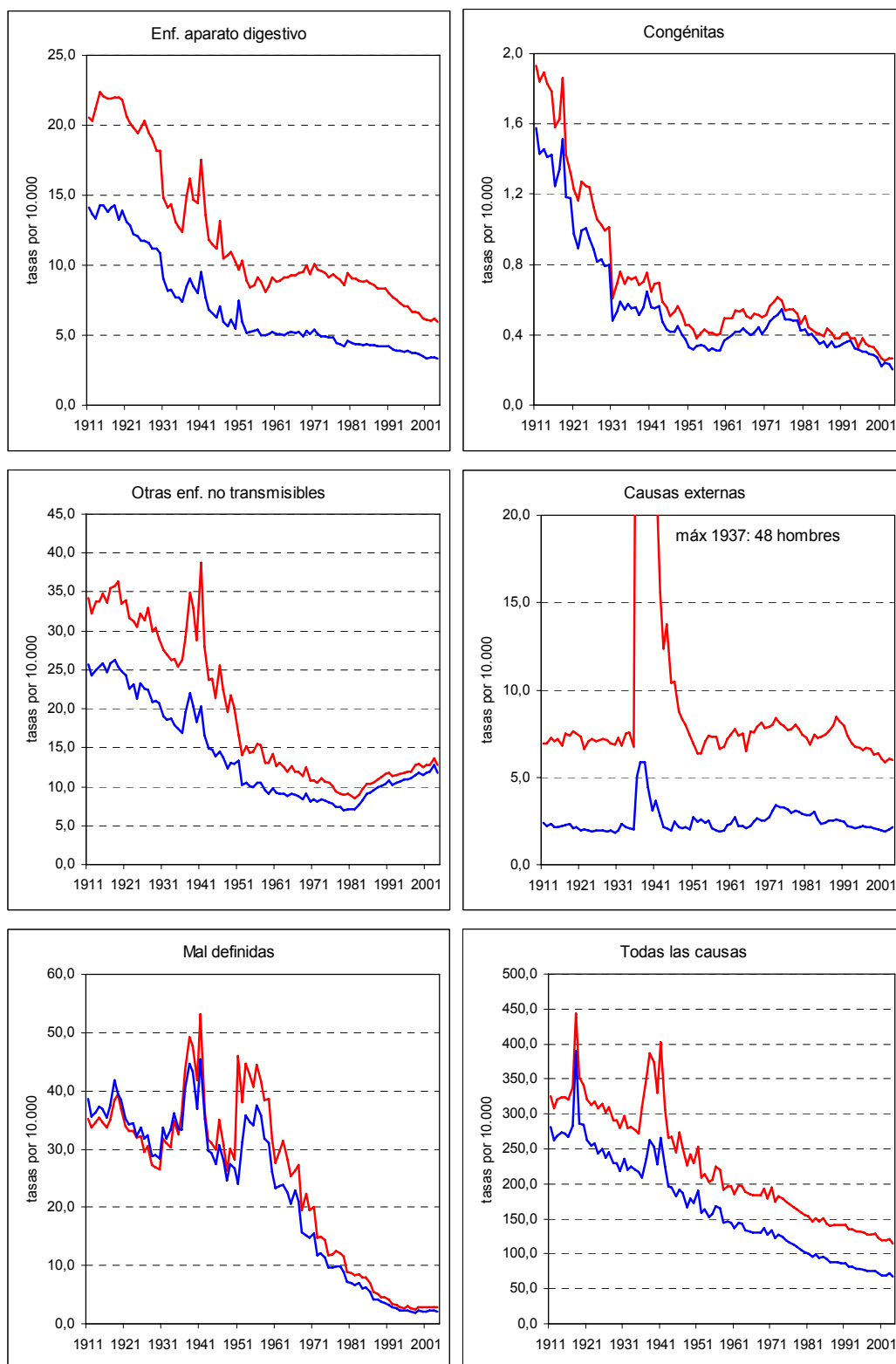


A.8 (II) - Evolución de las tasas estandarizadas de mortalidad por grandes grupos de causas y sexo (tasas por diez mil). España. 1911-2004.



Nota: rojo hombres, azul mujeres. Población tipo: España, ambos sexos, a 1 enero 2005.  
Fuente: elaboración propia.

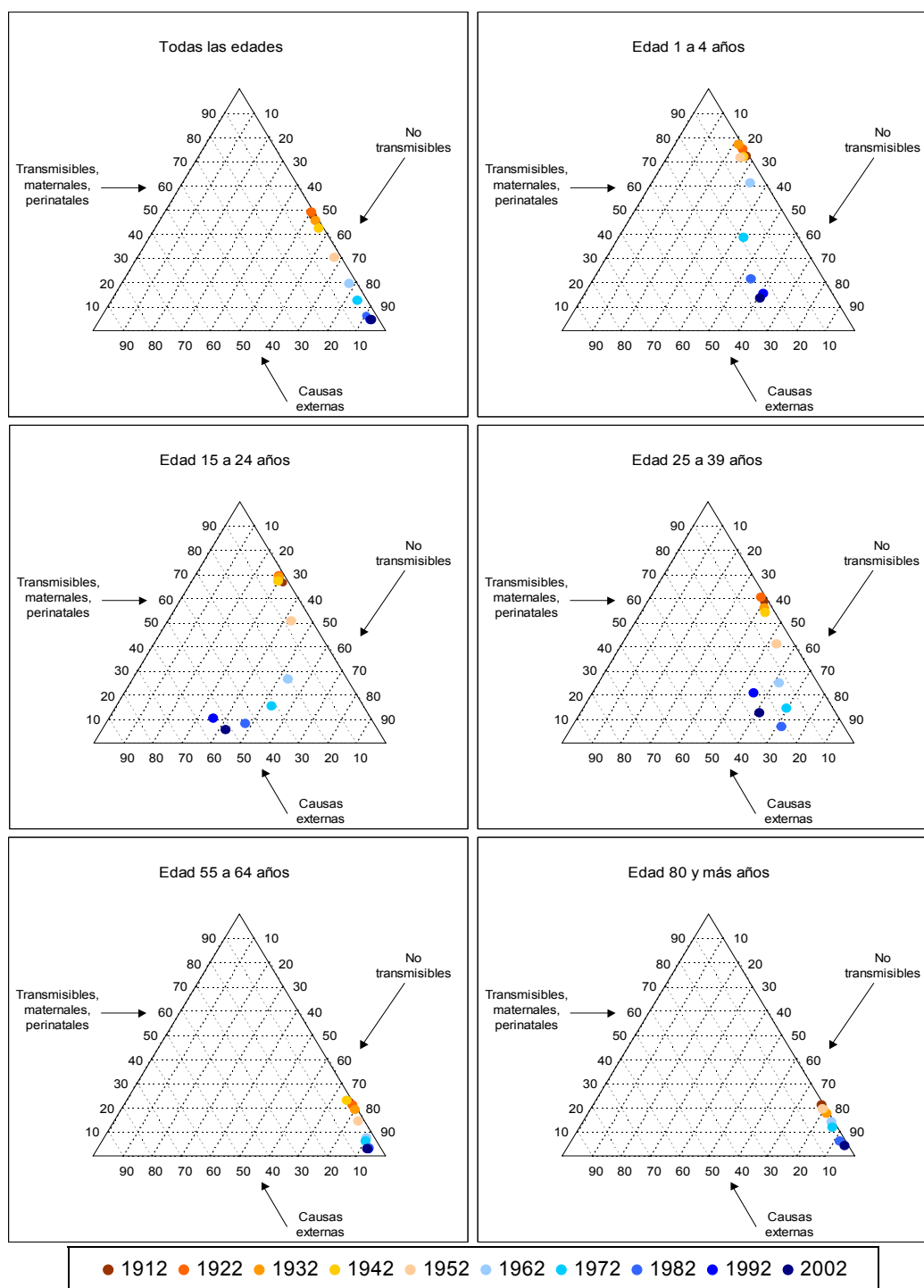
### A.8 (III) - Evolución de las tasas estandarizadas de mortalidad por grandes grupos de causas y sexo (tasas por diez mil). España. 1911-2004.



Nota: rojo hombres, azul mujeres. Población tipo: España, ambos sexos, a 1 enero 2005.

Fuente: elaboración propia.

## A.9 – Transformación del patrón epidemiológico en distintas etapas de la vida. Mujeres. España.



Nota: media de tres años centrados en el de referencia. Los ejes representan el peso relativo de los tres grandes grupos de la clasificación de la carga global de enfermedad, con prorrateo del grupo de causas mal definidas.

Fuente: elaboración propia.

A.10 (I): Tasas estandarizadas de mortalidad evitable y no evitable. Tasas por 10.000. 1979-2004. Población de 1 a 14 años.

	Hombres					Mujeres				
	Mortalidad evitable			Otras causas		Mortalidad evitable			Otras causas	
	Tratab.	Preven.	Total		Total	Tratab.	Preven.	Total		Total
1979	2,62	1,95	4,58	0,72	5,30	1,58	1,00	2,58	1,08	3,66
1980	2,36	1,72	4,08	0,78	4,86	1,58	0,94	2,52	1,04	3,56
1981	2,25	1,64	3,90	0,66	4,56	1,41	0,82	2,23	1,02	3,25
1982	2,02	1,45	3,47	0,60	4,07	1,36	0,73	2,10	0,70	2,79
1983	2,15	1,52	3,67	0,56	4,22	1,32	0,75	2,06	0,87	2,94
1984	1,92	1,40	3,32	0,51	3,83	1,19	0,75	1,94	0,86	2,80
1985	1,74	1,44	3,19	0,65	3,83	1,23	0,80	2,03	0,71	2,74
1986	1,65	1,40	3,05	0,56	3,61	1,08	0,72	1,80	0,86	2,66
1987	1,57	1,32	2,89	0,39	3,28	1,07	0,73	1,80	0,61	2,41
1988	1,51	1,31	2,82	0,48	3,30	0,94	0,73	1,66	0,79	2,45
1989	1,56	1,40	2,96	0,42	3,39	0,99	0,81	1,80	0,69	2,49
1990	1,50	1,31	2,82	0,63	3,45	1,11	0,81	1,91	0,65	2,56
1991	1,44	1,26	2,70	0,43	3,13	0,95	0,66	1,61	0,70	2,30
1992	1,33	1,15	2,48	0,43	2,90	0,87	0,74	1,61	0,67	2,28
1993	1,34	1,06	2,40	0,48	2,88	0,93	0,66	1,58	0,62	2,20
1994	1,22	1,00	2,22	0,57	2,78	0,87	0,68	1,55	0,56	2,11
1995	1,09	0,96	2,05	0,49	2,54	0,74	0,63	1,37	0,70	2,07
1996	1,23	0,92	2,15	0,59	2,74	0,81	0,61	1,42	0,62	2,03
1997	0,98	0,81	1,79	0,55	2,34	0,78	0,55	1,33	0,64	1,97
1998	0,94	0,79	1,73	0,63	2,36	0,69	0,54	1,22	0,57	1,79
1999	0,44	0,78	1,23	0,98	2,20	0,37	0,47	0,84	0,89	1,73
2000	0,44	0,84	1,28	0,92	2,20	0,35	0,47	0,82	0,79	1,61
2001	0,48	0,62	1,09	0,96	2,05	0,38	0,43	0,81	0,68	1,49
2002	0,48	0,64	1,12	0,91	2,02	0,40	0,40	0,80	0,77	1,56
2003	0,55	0,66	1,21	0,88	2,09	0,40	0,40	0,80	0,81	1,61
2004	0,41	0,66	1,07	0,75	1,82	0,37	0,34	0,70	0,66	1,36

Nota: Véase en el apéndice 3 del capítulo 5 la lista de causas y las edades que se han considerado como defunciones evitables. Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

A.10 (II): Tasas estandarizadas de mortalidad evitable y no evitable. Tasas por 10.000. 1979-2004. Población de 15 a 39 años.

	Hombres					Mujeres				
	Mortalidad evitable			Otras causas	Total	Mortalidad evitable			Otras causas	Total
	Tratab.	Preven.	Total			Tratab.	Preven.	Total		
1979	2,39	7,31	9,70	3,50	13,20	2,04	1,69	3,73	2,19	5,92
1980	2,23	6,87	9,10	3,51	12,62	1,98	1,53	3,51	2,06	5,58
1981	2,28	6,52	8,80	3,44	12,24	1,84	1,53	3,37	1,94	5,31
1982	2,12	6,01	8,13	3,48	11,60	1,78	1,44	3,22	2,00	5,22
1983	1,94	6,88	8,83	3,57	12,39	1,69	1,60	3,29	2,01	5,30
1984	2,04	6,87	8,91	3,59	12,50	1,61	1,55	3,15	1,91	5,07
1985	1,91	7,21	9,12	3,63	12,75	1,60	1,56	3,16	1,79	4,95
1986	1,85	7,65	9,50	3,69	13,20	1,65	1,71	3,36	1,91	5,27
1987	1,99	8,58	10,58	3,82	14,39	1,68	1,94	3,62	1,86	5,48
1988	1,94	9,55	11,49	3,79	15,28	1,67	2,14	3,81	1,81	5,61
1989	1,89	10,84	12,73	4,02	16,76	1,50	2,33	3,82	1,77	5,59
1990	1,87	11,33	13,20	4,06	17,26	1,58	2,44	4,02	1,79	5,81
1991	1,96	12,11	14,07	4,23	18,30	1,46	2,57	4,03	1,78	5,81
1992	1,77	12,08	13,85	4,23	18,09	1,39	2,56	3,95	1,71	5,66
1993	1,63	11,74	13,37	3,86	17,23	1,30	2,61	3,91	1,75	5,65
1994	1,63	12,16	13,79	3,62	17,41	1,25	2,74	3,99	1,68	5,67
1995	1,47	12,79	14,26	3,50	17,75	1,29	2,95	4,24	1,63	5,87
1996	1,39	12,13	13,52	3,52	17,04	1,23	2,95	4,18	1,66	5,84
1997	1,27	9,68	10,95	3,19	14,14	1,17	2,13	3,30	1,62	4,92
1998	1,18	8,67	9,85	3,12	12,97	1,09	1,90	2,99	1,50	4,50
1999	1,22	8,15	9,37	3,15	12,52	1,06	1,73	2,79	1,56	4,35
2000	1,08	7,90	8,98	3,05	12,03	1,08	1,84	2,92	1,37	4,29
2001	1,00	7,26	8,26	3,05	11,31	0,98	1,75	2,73	1,50	4,23
2002	1,03	6,91	7,93	2,94	10,88	0,92	1,62	2,54	1,51	4,05
2003	0,99	6,75	7,73	2,93	10,67	0,91	1,61	2,53	1,51	4,04
2004	0,91	6,24	7,15	2,79	9,94	0,84	1,56	2,41	1,32	3,73

Nota: Véase en el apéndice 3 del capítulo 5 la lista de causas y las edades que se han considerado como defunciones evitables. Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

A.10 (III): Tasas estandarizadas de mortalidad evitable y no evitable. Tasas por 10.000. 1979-2004. Población de 40 a 64 años.

	Hombres					Mujeres				
	Mortalidad evitable			Otras causas		Mortalidad evitable			Otras causas	
	Tratab.	Preven.	Total		Total	Tratab.	Preven.	Total		Total
1979	20,10	21,95	42,05	38,81	80,86	14,05	4,51	18,56	19,51	38,07
1980	19,10	21,20	40,30	37,70	78,00	13,32	4,44	17,75	18,49	36,24
1981	18,62	21,62	40,23	36,84	77,07	13,08	4,40	17,47	18,09	35,56
1982	17,39	21,02	38,40	36,09	74,49	12,02	4,09	16,11	17,21	33,32
1983	16,82	21,39	38,22	36,50	74,72	12,04	4,18	16,22	17,11	33,33
1984	16,86	22,00	38,86	35,96	74,81	11,95	3,95	15,90	16,76	32,66
1985	16,45	21,75	38,20	36,76	74,97	11,40	4,12	15,52	16,27	31,79
1986	15,66	21,77	37,43	35,70	73,13	11,38	4,07	15,45	15,80	31,25
1987	15,11	21,93	37,04	34,72	71,76	11,41	4,35	15,76	15,50	31,27
1988	14,89	22,58	37,47	34,75	72,22	11,50	4,06	15,56	15,29	30,85
1989	14,12	23,48	37,59	34,11	71,70	11,19	4,14	15,33	14,51	29,85
1990	14,14	22,87	37,01	33,73	70,74	10,77	4,00	14,77	14,43	29,20
1991	13,81	22,54	36,35	34,26	70,61	10,88	3,81	14,68	14,32	29,00
1992	13,65	22,24	35,89	33,66	69,55	10,47	3,53	13,99	13,64	27,63
1993	13,22	22,22	35,44	32,92	68,36	10,67	3,45	14,12	13,29	27,42
1994	12,84	22,07	34,91	32,17	67,08	10,24	3,50	13,74	13,22	26,96
1995	12,91	22,06	34,97	32,43	67,40	10,03	3,57	13,60	12,71	26,31
1996	12,71	21,51	34,22	32,20	66,42	9,47	3,68	13,16	12,70	25,86
1997	12,01	20,57	32,58	31,51	64,09	9,35	3,43	12,78	12,42	25,20
1998	12,00	20,00	32,00	31,12	63,12	9,04	3,36	12,40	12,13	24,53
1999	11,99	18,99	30,98	32,57	63,55	8,89	3,47	12,36	12,36	24,72
2000	11,34	18,75	30,09	31,42	61,50	8,40	3,54	11,95	11,94	23,89
2001	11,01	18,35	29,36	30,97	60,33	8,45	3,36	11,81	11,63	23,44
2002	10,94	18,13	29,07	30,47	59,54	8,19	3,52	11,71	11,52	23,23
2003	10,79	18,02	28,81	30,43	59,24	8,07	3,68	11,75	11,75	23,50
2004	10,08	17,73	27,80	29,06	56,86	7,55	3,84	11,39	11,12	22,52

Nota: Véase en el apéndice 3 del capítulo 5 la lista de causas y las edades que se han considerado como defunciones evitables. Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

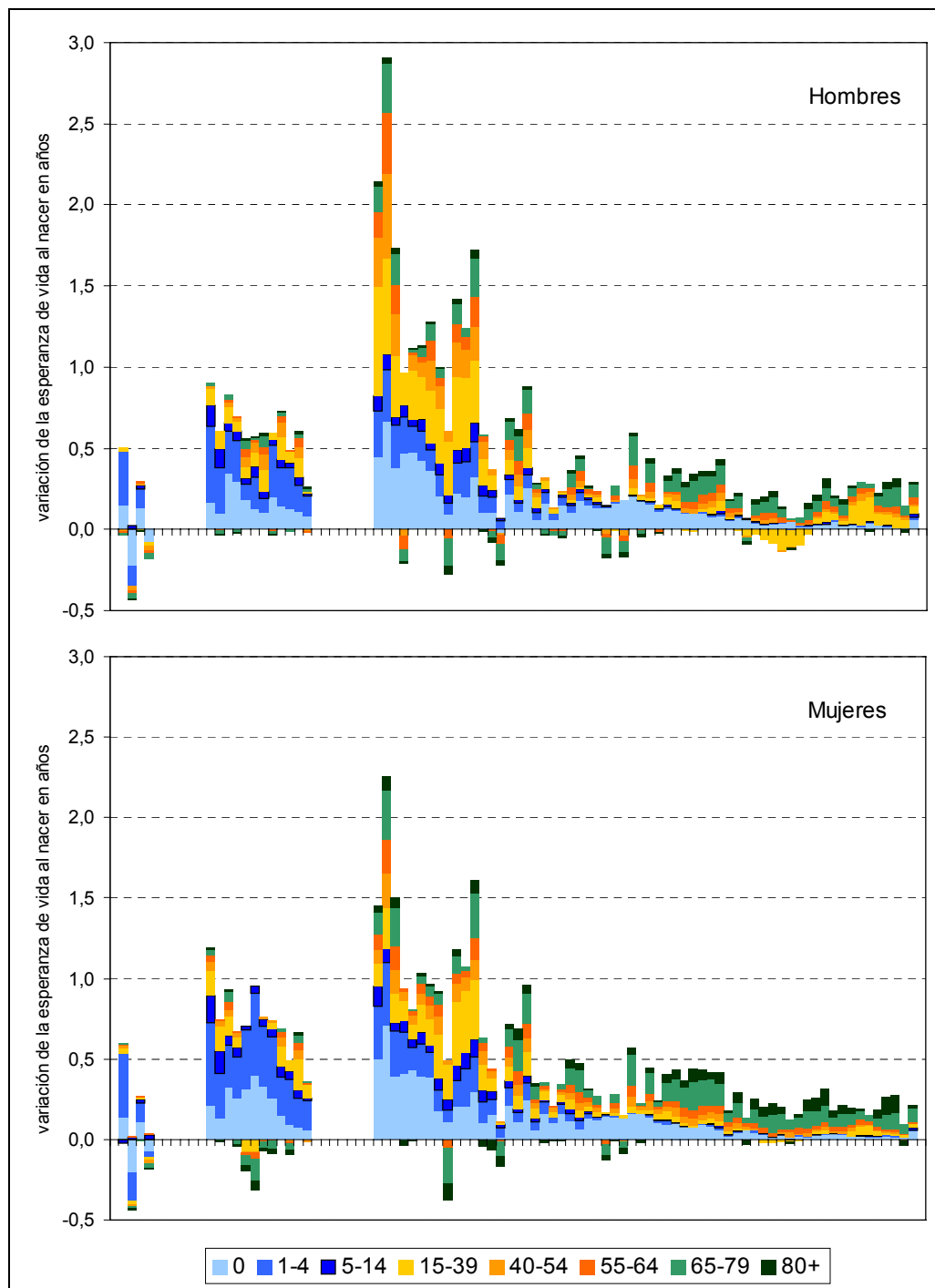
A.10 (IV): Tasas estandarizadas de mortalidad evitable y no evitable. Tasas por 10.000. 1979-2004. Población de 65 a 74 años.

	Hombres					Mujeres				
	Mortalidad evitable			Otras causas	Total	Mortalidad evitable			Otras causas	Total
	Tratab.	Preven.	Total			Tratab.	Preven.	Total		
1979	118,09	23,40	141,49	232,99	374,48	79,04	9,26	88,30	113,12	201,42
1980	111,27	23,54	134,81	228,63	363,44	75,05	9,17	84,23	111,40	195,62
1981	111,40	22,27	133,67	227,50	361,17	73,28	8,44	81,73	106,85	188,57
1982	101,24	21,65	122,88	222,18	345,06	68,67	8,32	76,99	103,67	180,66
1983	100,76	21,80	122,55	226,53	349,09	68,88	8,92	77,81	106,40	184,21
1984	97,62	22,83	120,44	222,93	343,37	65,26	8,17	73,42	99,25	172,68
1985	96,34	22,16	118,49	227,92	346,42	64,32	8,64	72,97	102,65	175,61
1986	90,65	22,30	112,95	221,25	334,20	61,22	8,41	69,63	99,49	169,13
1987	87,13	21,90	109,03	218,31	327,34	59,06	8,91	67,97	95,37	163,35
1988	85,54	21,46	107,00	218,63	325,64	56,80	8,67	65,47	93,69	159,16
1989	81,76	21,91	103,67	217,17	320,83	55,69	8,85	64,54	91,72	156,26
1990	80,67	20,92	101,58	222,62	324,21	54,45	8,18	62,63	90,47	153,09
1991	78,94	20,48	99,42	217,58	316,99	52,49	8,10	60,60	87,80	148,40
1992	74,93	18,79	93,72	210,07	303,78	49,97	7,64	57,61	82,14	139,75
1993	75,33	18,06	93,39	212,09	305,48	49,57	7,82	57,39	82,68	140,07
1994	72,58	18,09	90,68	205,60	296,28	47,34	7,19	54,54	79,15	133,69
1995	71,80	18,08	89,87	204,29	294,17	45,82	7,02	52,84	78,42	131,26
1996	69,99	17,17	87,17	204,76	291,93	43,96	6,87	50,83	77,07	127,89
1997	69,21	16,04	85,25	199,47	284,71	43,06	6,46	49,52	75,91	125,43
1998	68,64	16,24	84,88	200,27	285,15	42,82	6,64	49,46	75,40	124,87
1999	69,12	16,09	85,21	200,23	285,44	41,46	6,49	47,95	75,91	123,86
2000	64,46	15,20	79,66	189,56	269,22	40,14	6,04	46,18	72,49	118,67
2001	61,90	14,82	76,72	185,36	262,09	38,74	5,65	44,39	70,64	115,03
2002	60,16	15,05	75,21	182,22	257,43	36,90	5,50	42,41	68,79	111,19
2003	60,99	14,76	75,75	180,90	256,66	36,44	5,35	41,80	69,59	111,39
2004	56,45	14,41	70,86	173,54	244,39	34,86	5,09	39,95	66,06	106,00

Nota: Véase en el apéndice 3 del capítulo 5 la lista de causas y las edades que se han considerado como defunciones evitables. Tasas estandarizadas utilizando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

A.11: Contribución de las edades a la variación de la esperanza de vida al nacer por sexo. España. 1911-2004



Nota: media de tres años con doble ponderación del año central. Los periodos entorno de la Gripe de 1918 y de la Guerra Civil no se han representado debido a las fuertes pérdidas y posteriores recuperaciones de años de vida.

Fuente: elaboración propia.



A.12 (I) – Esquemas de ganancias de años de vida por grandes periodos (centésimas de año). España. 1911-2001

Hombres. 1911/12 – 1931/32

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	2,6	7,6	5,6	13,3	11,8	6,6	1,3	...	...	...	48,0
Otras infecciosas	39,8	97,2	27,3	8,3	3,8	...	...	...	...	...	178,5
Gripe y neumonía	...	...	1,1	2,8	4,5	4,1	3,2	3,8	2,4	1,2	-49,6
Diarrea y enteritis	41,4	122,3	4,1	2,0	1,8	1,5	1,5	2,4	2,1	1,3	180,5
Maternales											
Perinatales	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-47,7
Cáncer	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-15,6
Enf. Ap. Circulat.	3,5	2,3	...	...	...	...	...	...	...	...	-2,8
Enf. Ap. Respirat.	76,6	70,2	8,5	2,6	2,5	1,3	1,1	1,3	...	...	165,0
Enf. Ap. Digestivo	7,6	4,6	...	...	...	4,4	7,4	6,1	3,1	1,8	32,6
Congénitas	46,9	3,0	...	...	...	...	...	...	...	...	50,2
Otras no transmis.	61,7	33,3	23,4	14,0	9,8	9,5	7,6	3,0	...	...	162,0
Externas	1,2	3,4	2,2	2,0	...	...	...	...	...	...	7,5
Mal definidas	7,1	10,1	4,1	1,8	1,2	...	...	2,1	2,0	...	30,3
Total edad	190,9	330,5	74,3	43,6	34,4	25,4	16,7	14,7	6,7	1,6	738,9

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

Hombres. 1931/32 – 1951/52

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	...	2,2	6,4	33,8	24,8	15,9	8,1	...	...	1,1	89,1
Otras infecciosas	35,2	61,2	23,6	15,5	8,9	7,8	5,1	2,6	1,0	...	161,8
Gripe y neumonía	9,5	62,8	11,3	15,4	14,0	16,9	16,2	9,5	2,6	...	157,9
Diarrea y enteritis	176,3	97,7	5,9	1,9	1,6	2,2	2,9	4,2	3,8	2,3	298,6
Maternales											
Perinatales	31,7	...	...	...	...	...	...	...	...	...	31,7
Cáncer	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-17,7
Enf. Ap. Circulat.	...	7,3	7,0	7,4	8,3	12,2	17,1	28,2	14,5	8,1	110,2
Enf. Ap. Respirat.	58,7	30,5	3,3	3,2	3,6	5,4	5,1	4,4	2,1	2,5	118,9
Enf. Ap. Digestivo	...	3,1	3,8	4,2	3,1	4,0	4,2	2,0	...	2,2	26,9
Congénitas	11,6	...	...	...	...	...	...	...	...	...	10,3
Otras no transmis.	29,1	20,9	6,7	7,4	7,2	9,2	10,9	12,2	7,5	4,4	115,6
Externas	...	3,0	2,0	7,1	9,3	6,1	3,8	...	...	...	33,3
Mal definidas	...	1,3	...	1,7	...	3,1	2,4	6,5	12,5	...	21,9
Total edad	349,1	288,7	70,0	97,1	80,7	82,7	74,4	63,6	36,5	15,7	1.158,6

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## A.12 (II) – Esquemas de ganancias de años de vida por grandes periodos (centésimas de año). España. 1911-2001

## Hombres. 1951/52 – 1971/72

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	9,1	16,7	12,4	28,9	36,8	26,8	22,8	15,9	4,9	...	174,7
Otras infecciosas	15,4	17,2	7,7	2,8	1,9	2,3	2,6	2,9	2,1	...	55,6
Gripe y neumonía	86,8	28,8	5,0	2,7	2,8	4,0	6,9	12,8	12,8	7,9	170,4
Diarrea y enteritis	59,8	23,0	4,2	2,2	2,0	1,5	1,7	2,2	2,7	2,1	101,6
Maternales											
Perinatales	113,0	...	...	...	...	...	...	...	...	...	113,0
Cáncer	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-45,0
Enf. Ap. Circulat.	3,9	4,6	8,0	10,6	10,3	10,4	11,8	15,2	14,3	...	73,1
Enf. Ap. Respirat.	4,7	5,4	4,2	3,2	2,6	3,6	8,6	12,6	9,2	2,1	56,3
Enf. Ap. Digestivo	6,7	4,8	4,0	5,5	7,1	6,0	2,8	...	...	...	34,3
Congénitas	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-3,7
Otras no transmis.	11,5	11,6	7,6	3,3	4,3	4,1	4,7	6,4	7,7	4,1	65,3
Externas	...	...	1,7	...	...	...	...	...	...	...	-21,7
Mal definidas	5,0	10,6	3,5	2,9	4,0	1,2	2,5	9,9	13,6	36,0	89,1
Total edad	313,6	120,6	55,1	52,4	65,3	54,8	57,6	66,3	51,6	25,7	862,9

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## Hombres. 1971/72 – 2001/02

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	...	...	...	...	1,5	4,1	6,0	5,9	4,4	1,7	24,9
Otras infecciosas	12,2	4,5	1,8	...	...	...	...	...	...	...	4,3
Gripe y neumonía	33,0	4,3	2,2	1,4	1,3	2,1	4,0	8,1	15,3	22,0	93,6
Diarrea y enteritis	10,3	...	...	...	...	...	...	...	...	...	13,1
Maternales											
Perinatales	56,9	...	...	...	...	...	...	...	...	...	56,6
Cáncer	...	1,4	2,5	2,1	2,5	...	...	...	...	...	-38,5
Enf. Ap. Circulat.	8,3	1,6	1,8	3,8	5,9	8,5	19,3	47,0	88,2	114,9	299,4
Enf. Ap. Respirat.	1,2	...	...	...	...	...	3,2	7,0	7,7	...	10,7
Enf. Ap. Digestivo	3,2	...	...	1,6	3,1	4,8	10,8	15,3	12,0	3,6	55,8
Congénitas	20,1	...	...	...	...	...	...	...	...	...	20,8
Otras no transmis.	7,0	1,3	1,2	1,7	2,8	2,6	3,1	4,4	4,6	...	14,4
Externas	2,0	4,0	6,6	3,9	2,3	3,9	6,5	5,6	2,8	2,1	39,6
Mal definidas	13,1	1,9	1,6	1,7	1,1	1,6	4,6	9,4	15,1	35,6	85,6
Total edad	168,0	21,7	19,0	17,3	18,0	20,7	47,5	92,0	141,5	134,5	680,2

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

A.12 (III) – Esquemas de ganancias de años de vida por grandes periodos (centésimas de año). España. 1911-2001

Mujeres. 1911/12 – 1931/32

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	1,8	7,6	9,3	9,6	16,6	12,7	5,0	1,1	...	...	64,0
Otras infecciosas	37,5	100,5	30,9	10,0	4,6	1,6	1,7	1,3	1,0	...	189,9
Gripe y neumonía	...	...	3,9	3,0	3,7	3,8	5,3	5,9	3,3	2,0	-32,3
Diarrea y enteritis	34,1	125,5	4,7	2,0	2,2	1,6	1,7	3,8	4,0	3,0	182,5
Maternales	...	...	...	5,1	11,7	6,4	...	...	...	...	23,6
Perinatales	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-40,9
Cáncer	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-10,1
Enf. Ap. Circulat.	3,2	...	...	...	...	...	4,9	10,7	4,7	...	17,8
Enf. Ap. Respirat.	61,8	71,2	10,0	2,1	2,4	1,8	2,3	4,0	3,2	2,0	160,8
Enf. Ap. Digestivo	7,9	6,1	...	...	...	2,0	4,9	6,3	4,6	3,5	33,4
Congénitas	40,4	2,7	...	...	...	...	...	...	...	...	43,3
Otras no transmis.	50,3	26,4	30,0	21,4	19,7	18,5	11,6	3,2	...	...	178,5
Externas	...	3,2	2,4	1,1	...	...	...	...	...	...	5,9
Mal definidas	7,1	12,0	5,0	2,4	2,7	1,9	1,1	4,7	4,3	2,0	43,2
Total edad	161,8	333,8	93,5	53,6	59,5	50,1	37,5	38,7	21,2	9,8	859,5

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

Mujeres. 1931/32 – 1951/52

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	...	2,2	9,3	49,8	26,4	13,7	7,2	1,3	...	...	108,9
Otras infecciosas	33,0	64,8	28,8	17,2	10,6	7,5	4,3	2,4	1,5	1,4	171,6
Gripe y neumonía	6,6	66,4	12,6	11,9	13,2	12,8	10,8	10,3	2,4	...	143,6
Diarrea y enteritis	180,0	111,3	7,5	2,0	2,1	2,4	2,9	5,1	5,9	4,1	323,2
Maternales	...	...	...	7,4	14,9	9,2	...	...	...	...	32,2
Perinatales	26,7	...	...	...	...	...	...	...	...	...	26,7
Cáncer	...	...	...	...	...	1,7	2,3	...	...	...	-9,7
Enf. Ap. Circulat.	...	9,2	9,6	10,5	12,1	15,1	16,9	30,3	18,6	6,6	129,3
Enf. Ap. Respirat.	54,2	33,2	4,1	3,7	3,8	3,6	2,4	3,5	2,2	2,9	113,6
Enf. Ap. Digestivo	...	3,2	3,6	3,6	5,3	4,1	3,8	...	...	1,7	23,8
Congénitas	11,4	...	...	...	...	...	...	...	...	...	10,6
Otras no transmis.	25,4	21,1	6,7	7,3	10,0	10,7	10,0	9,1	3,5	4,5	108,5
Externas	...	1,6	...	...	1,6	...	...	...	...	...	-0,6
Mal definidas	...	...	1,9	2,1	3,5	4,3	3,2	15,6	28,7	4,7	59,9
Total edad	333,1	310,9	81,8	114,4	102,9	84,4	64,7	73,6	52,6	23,3	1.241,6

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## A.12 (IV) – Esquemas de ganancias de años de vida por grandes periodos (centésimas de año). España. 1911-2001

## Mujeres. 1951/52 – 1971/72

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	8,1	16,7	15,6	31,5	30,4	18,4	11,4	8,0	4,8	1,6	146,6
Otras infecciosas	19,3	20,3	6,8	2,6	2,1	1,4	1,1	1,4	1,3	...	57,2
Gripe y neumonía	77,0	31,7	6,1	3,0	3,3	3,4	4,9	10,0	19,2	16,8	175,5
Diarrea y enteritis	50,9	22,5	3,6	1,9	2,0	1,4	1,3	1,8	3,2	5,0	93,5
Maternales	...	...	...	1,2	3,7	2,1	...	...	...	...	7,2
Perinatales	96,4	...	...	...	...	...	...	...	...	...	96,4
Cáncer	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-15,5
Enf. Ap. Circulat.	1,4	4,4	7,1	10,6	13,4	15,0	19,4	32,1	34,8	...	115,6
Enf. Ap. Respirat.	4,9	5,7	4,2	2,5	2,3	3,0	4,7	8,7	12,5	6,4	55,0
Enf. Ap. Digestivo	7,6	5,6	4,0	5,0	4,8	5,6	3,6	5,4	3,0	...	43,1
Congénitas	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-7,0
Otras no transmis.	12,3	12,4	6,6	4,6	5,9	5,8	5,8	6,3	6,0	4,0	69,8
Externas	...	...	2,8	...	...	...	...	...	...	...	1,9
Mal definidas	7,7	13,3	2,9	3,6	2,7	2,5	3,4	9,1	19,3	48,1	112,6
Total edad	282,0	130,9	57,2	63,7	69,8	58,7	53,5	80,7	103,1	52,2	951,8

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## Mujeres. 1971/72 – 2001/02

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	...	...	...	...	1,0	1,4	1,5	1,6	1,7	1,3	9,8
Otras infecciosas	9,5	3,5	1,8	...	...	...	...	...	...	...	9,5
Gripe y neumonía	30,7	4,3	1,8	1,4	1,1	1,7	2,4	5,2	13,1	37,9	99,6
Diarrea y enteritis	9,1	...	...	...	...	...	...	...	...	...	12,6
Maternales	...	...	...	...	1,8	1,4	...	...	...	...	3,9
Perinatales	47,7	...	...	...	...	...	...	...	...	...	47,5
Cáncer	...	1,8	1,9	1,9	2,9	3,3	7,4	10,9	9,6	...	35,7
Enf. Ap. Circulat.	9,7	1,8	2,3	4,0	6,7	10,8	22,5	48,3	107,5	210,5	424,1
Enf. Ap. Respirat.	1,1	...	...	...	...	...	1,3	3,5	5,7	...	8,7
Enf. Ap. Digestivo	2,3	...	...	...	2,1	3,2	6,7	9,3	9,5	1,7	37,2
Congénitas	17,9	1,1	...	...	...	...	...	...	...	...	18,9
Otras no transmis.	5,1	1,8	1,3	1,5	2,3	3,2	5,0	8,9	10,7	...	-7,6
Externas	1,7	2,5	2,3	...	...	...	2,1	2,5	1,7	4,4	18,5
Mal definidas	8,5	1,4	1,2	1,0	...	1,9	2,6	5,1	11,4	57,9	91,8
Total edad	143,8	20,4	14,2	13,1	18,5	26,6	51,5	95,7	170,5	255,9	810,2

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

A.13 (I) – Ganancias de vida (centésimas de año). España. 1981-2001

Hombres 1981/2-1986/7

	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	...	-2,3	...	...	...	...	-3,7
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	...	1,0	2,0	...	3,1
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	-2,0	-2,8	-4,1	...	-9,9
Cáncer de mama	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Otros tumores	...	1,6	...	...	-1,9	-3,6	-8,0	-3,3	-16,0
Diabetes	...	...	...	...	...	...	...	...	-0,6
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	...	...	-0,7
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	-1,5	-1,5	-2,8
Enf. Aparato circulatorio	...	...	...	1,3	5,3	9,8	30,1	13,0	59,3
Gripe y neumonía	1,7	...	...	...	...	1,5	3,8	2,5	11,0
Otras enf. aparato respiratorio	...	...	...	...	1,0	...	...	-1,9	-1,0
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	...	1,8	1,7	1,2	...	4,7
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	1,5	1,1	...	...	2,5
Congénitas y perinatales	19,0	...	...	...	...	...	...	...	19,6
Resto causas naturales	1,8	2,1	...	...	1,4	...	...	-2,7	4,6
Accidentes de tráfico	...	...	-6,1	-4,7	...	...	...	...	-10,5
Otras causas externas	...	1,6	-3,3	-3,9	-1,1	-1,1	-1,0	...	-7,4
Mal definidas	-1,0	...	...	...	...	...	4,4	5,6	9,3
Total edad	21,1	8,1	-10,3	-11,4	7,5	9,7	26,4	10,5	61,6

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

Mujeres 1981/2-1986/7

	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	...	...	...	...	...	...	-1,0
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	...	...	1,9	...	3,8
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	...	...	...	...	0,2
Cáncer de mama	...	...	...	...	-2,0	-1,9	-1,4	...	-5,9
Otros tumores	...	...	...	...	...	...	-4,7	-2,9	-5,8
Diabetes	...	...	...	...	...	1,3	...	-1,8	0,5
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	...	...	-0,9
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	-1,7	-3,8	-4,6
Enf. aparato circulatorio	...	...	...	1,1	5,3	9,4	32,1	19,9	67,6
Gripe y neumonía	1,2	...	...	...	...	...	3,7	5,7	13,2
Otras enf. aparato respiratorio	...	...	...	...	...	...	...	...	2,3
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	...	...	...	...	...	1,4
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	1,1	1,2	...	-1,5	1,9
Congénitas y perinatales	17,2	...	...	...	...	...	...	...	18,1
Resto causas naturales	1,2	1,5	...	...	...	...	-2,3	-9,3	-7,1
Accidentes de tráfico	...	...	-2,2	...	...	...	...	...	-3,6
Otras causas externas	...	...	...	...	...	...	...	3,9	2,9
Mal definidas	...	...	...	...	...	1,0	4,2	11,4	16,6
Total edad	20,0	5,0	-2,7	0,3	6,4	14,0	34,2	22,3	99,5

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## A.13 (II) – Ganancias de vida (centésimas de año). España. 1981-2001

## Hombres 1986/7-1991/2

	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	-1,7	-24,0	-4,4	...	...	...	-31,6
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	...	...	2,2	...	4,2
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	-2,7	-2,9	-3,5	-1,1	-10,6
Cáncer de mama	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Otros tumores	...	...	...	...	-2,3	-2,4	-4,2	-2,4	-9,3
Diabetes	...	...	...	...	...	...	1,6	...	2,1
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	...	...	-1,3
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	-1,5	-3,5	-5,4
Enf. aparato circulatorio	1,8	...	...	...	3,7	7,4	18,0	9,4	41,0
Gripe y neumonía	1,3	...	...	...	...	...	2,7	2,0	8,3
Otras enf. aparato respiratorio	1,5	...	...	-1,5	...	...	-1,8	-3,9	-5,6
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	...	2,6	2,0	1,5	...	6,8
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	...	...	1,9	...	3,1
Congénitas y perinatales	8,3	...	...	...	...	...	...	...	7,2
Resto causas naturales	1,3	...	...	-2,2	...	...	...	...	0,2
Accidentes de tráfico	...	...	-4,5	-3,6	...	...	...	...	-7,5
Otras causas externas	...	1,6	...	-5,7	2,0	...	1,2	...	0,9
Mal definidas	...	...	...	...	2,0	3,1	5,5	5,4	16,2
Total edad	16,5	4,0	-4,1	-38,3	1,7	9,5	23,4	5,9	18,6

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## Mujeres 1986/7-1991/2

	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	...	-5,5	...	...	...	...	-7,9
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	...	...	2,4	1,3	4,7
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	...	...	...	...	-0,1
Cáncer de mama	...	...	...	...	-1,2	...	...	...	-3,5
Otros tumores	...	...	...	...	...	...	...	-1,4	0,4
Diabetes	...	...	...	...	...	1,1	4,8	...	6,1
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	-1,6	-1,1	-2,9
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	-2,5	-8,8	-11,8
Enf. aparato circulatorio	1,1	...	1,1	...	2,6	6,3	28,5	22,0	62,6
Gripe y neumonía	...	...	...	...	...	...	2,6	3,8	8,6
Otras enf. aparato respiratorio	...	...	...	...	...	...	1,3	-2,4	0,9
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	...	...	1,5	...	...	3,6
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	...	...	1,3	...	1,3
Congénitas y perinatales	5,7	...	...	...	...	...	...	...	4,6
Resto causas naturales	1,7	...	...	...	...	...	...	-1,7	3,0
Accidentes de tráfico	...	...	...	-1,3	...	...	...	...	-1,1
Otras causas externas	...	...	...	...	...	1,1	1,0	...	3,7
Mal definidas	...	...	...	...	1,7	1,9	5,8	10,4	21,5
Total edad	11,1	2,6	1,2	-4,7	6,4	13,5	44,1	19,6	93,8

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

A.13 (III) – Ganancias de vida (centésimas de año). España. 1981-2001

Hombres 1991/2-1996/7

	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	1,1	-6,8	-3,3	...	...	...	-9,5
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	...	1,1	1,2	...	3,5
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	-1,7	1,6	...	...	-0,2
Cáncer de mama	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Otros tumores	...	...	...	1,0	...	...	...	-3,6	-0,9
Diabetes	...	...	...	...	...	...	1,0	...	1,6
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	...	-1,0	-1,8
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	...	-3,1	-2,3
Enf. aparato circulatorio	...	...	1,4	3,5	3,6	6,0	18,1	16,7	50,2
Gripe y neumonía	...	...	...	...	...	...	...	...	1,1
Otras enf. aparato respiratorio	...	...	...	1,2	...	2,3	2,6	-1,9	6,8
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	...	2,9	3,4	2,3	...	9,6
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	...	...	1,1	...	3,9
Congénitas y perinatales	9,0	...	...	...	...	...	...	...	9,3
Resto causas naturales	...	...	...	1,6	...	...	1,6	1,3	7,4
Accidentes de tráfico	...	1,6	9,4	5,9	1,6	...	...	...	19,5
Otras causas externas	1,1	1,4	5,6	2,4	...	...	...	...	12,1
Mal definidas	1,1	...	1,1	1,4	...	...	1,3	3,0	8,2
Total edad	14,1	4,5	20,5	13,6	7,4	17,7	29,2	11,6	118,5

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

Mujeres 1991/2-1996/7

	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	...	-4,2	...	...	...	...	-4,6
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	...	...	1,3	1,1	3,4
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	...	...	...	...	-1,1
Cáncer de mama	...	...	...	...	3,3	...	...	...	4,3
Otros tumores	...	...	...	...	1,1	1,4	1,8	-2,2	3,2
Diabetes	...	...	...	...	...	1,1	4,2	...	6,1
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	-1,3	-2,7	-4,0
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	...	-8,4	-8,2
Enf. aparato circulatorio	...	...	...	...	2,3	4,7	27,2	35,0	71,9
Gripe y neumonía	...	...	...	...	...	...	...	...	2,2
Otras enf. aparato respiratorio	...	...	...	...	...	...	1,2	-1,7	2,0
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	...	1,4	1,1	...	...	4,0
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	...	...	1,1	...	1,9
Congénitas y perinatales	9,0	...	...	...	...	...	...	...	9,2
Resto causas naturales	...	...	...	...	...	...	...	1,4	3,7
Accidentes de tráfico	...	...	2,4	1,6	...	...	...	...	6,3
Otras causas externas	1,1	...	1,6	...	...	...	...	...	2,0
Mal definidas	...	...	...	...	...	...	1,5	5,8	8,5
Total edad	14,1	3,0	5,7	0,7	8,3	11,5	39,0	28,3	110,7

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## A.13 (IV) – Ganancias de vida (centésimas de año). España. 1981-2001

## Hombres 1996/7-2001/2

	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	1,2	26,5	2,8	...	...	...	31,9
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	1,2	1,5	1,8	...	5,5
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	1,2	-1,0	1,7	...	1,9
Cáncer de mama	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Otros tumores	...	...	...	1,5	2,9	1,4	1,3	-2,0	6,7
Diabetes	...	...	...	...	...	...	...	...	0,2
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	-1,2	-3,0	-4,2
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	...	...	-0,6
Enf. aparato circulatorio	...	...	...	1,7	4,9	7,9	20,1	13,9	49,1
Gripe y neumonía	...	...	...	...	...	...	1,0	...	2,9
Otras enf. aparato respiratorio	...	...	...	...	...	1,7	5,4	...	7,5
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	1,4	...	1,2	1,7	...	5,7
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	...	...	1,3	...	3,7
Congénitas y perinatales	6,7	...	...	...	...	...	...	...	7,7
Resto causas naturales	...	...	...	1,3	...	...	...	...	3,3
Accidentes de tráfico	...	...	...	...	...	...	...	...	2,6
Otras causas externas	...	1,3	2,3	5,2	...	...	...	...	11,9
Mal definidas	1,8	...	...	...	-1,3	...	...	...	-0,8
Total edad	10,5	4,9	4,0	40,7	14,5	16,0	35,1	9,4	135,0

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

## Mujeres 1996/7-2001/2

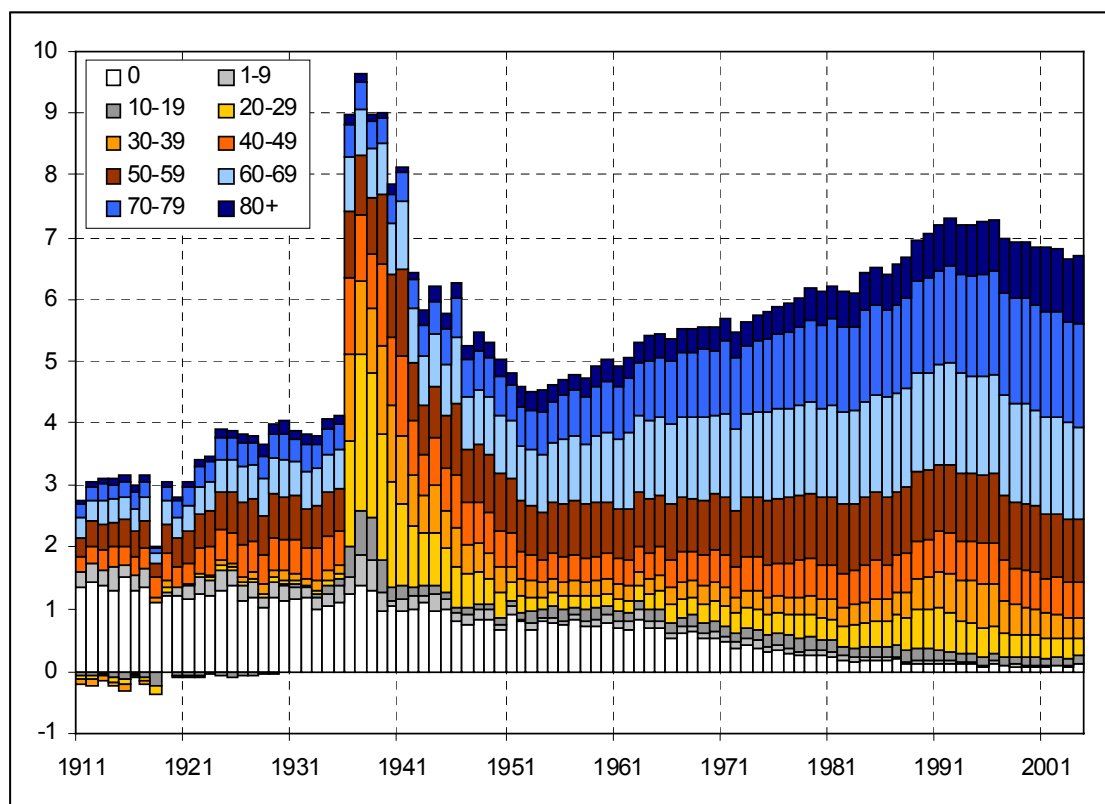
	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	Total
SIDA	...	...	...	7,6	...	...	...	...	9,3
Tumor esófago-estómago	...	...	...	...	...	...	1,6	...	3,1
Tumor traquea, bronquios, pulmón	...	...	...	...	-1,6	...	...	...	-2,8
Cáncer de mama	...	...	...	...	1,6	1,3	...	...	4,8
Otros tumores	...	...	...	1,1	2,0	2,2	1,9	-1,1	7,1
Diabetes	...	...	...	...	...	...	2,1	...	3,1
Alzheimer	...	...	...	...	...	...	-2,8	-8,9	-11,7
Otras enf. mentales y del SNC	...	...	...	...	...	...	1,2	-1,4	0,6
Enf. aparato circulatorio	...	...	...	...	1,8	4,3	21,9	36,9	66,3
Gripe y neumonía	...	...	...	...	...	...	...	2,1	3,7
Otras enf. aparato respiratorio	...	...	...	...	...	...	1,6	-2,0	0,8
Cirrosis y otras crónicas hígado	...	...	...	...	...	1,0	1,8	...	3,5
Otras enf. aparato digestivo	...	...	...	...	...	...	...	1,2	2,5
Congénitas y perinatales	4,7	...	...	...	...	...	...	...	5,5
Resto causas naturales	...	1,1	...	...	...	...	...	-2,3	0,4
Accidentes de tráfico	...	...	...	...	...	...	...	...	0,8
Otras causas externas	...	1,0	...	1,3	...	...	...	...	5,0
Mal definidas	...	...	...	...	...	...	...	...	1,5
Total edad	7,3	5,1	2,1	12,8	4,2	11,7	32,8	27,5	103,4

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variación de la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.



A.14 – Contribución de las edades a la diferencia de esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres. España. 1911-2004



Fuente: elaboración propia.

A.15 (I) – Contribución de las edades y de las causas de muerte a los diferenciales de vida entre sexos (centésimas de año). España. 1911, 1931, 1951, 1971 y 2001

1911/12

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	1,7	1,6	-5,5	-4,5	4,7	7,0	8,4	3,4	1,2	...	18,9
Otras infecciosas	9,8	6,3	-1,7	...	...	1,1	...	...	...	...	17,3
Gripe y neumonía	6,1	...	-2,3	4,6	3,9	7,4	7,9	5,5	3,3	2,6	38,3
Diarrea y enteritis	31,3	5,2	...	...	...	...	...	...	...	...	36,4
Maternales	...	...	...	-10,9	-23,5	-13,5	...	...	...	...	-48,9
Perinatales	22,2	...	...	...	...	...	...	...	...	...	22,2
Cáncer	...	...	...	...	-1,3	-3,7	-3,1	...	...	...	-6,7
Enf. Ap. Circulat.	1,6	2,0	1,1	...	-2,3	-0,9	0,2	5,5	7,0	6,0	20,2
Enf. Ap. Respirat.	26,7	4,8	...	1,1	1,1	3,0	6,2	6,3	4,4	3,3	56,1
Enf. Ap. Digestivo	1,8	...	...	1,0	2,3	6,3	9,1	6,2	2,9	2,2	31,4
Congénitas	14,7	...	...	...	...	...	...	...	...	...	15,2
Otras no transmis.	21,4	10,1	-2,8	-4,6	-8,8	-6,3	...	5,5	6,7	4,9	26,0
Externas	...	2,1	5,4	12,9	9,7	7,0	5,4	2,5	1,2	...	47,8
Mal definidas	2,4	...	...	...	-1,2	-1,1	...	...	-2,3	-1,1	-4,1
Total edad	140,5	31,9	-7,6	-0,1	-16,2	6,5	35,2	35,0	24,9	20,2	270,2

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la diferencia de esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres.

Fuente: elaboración propia.

1931/32

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	...	1,4	-3,2	-10,2	10,8	14,9	14,9	6,1	2,1	1,6	39,0
Otras infecciosas	4,5	...	-1,1	1,4	...	2,4	3,2	1,8	...	...	13,6
Gripe y neumonía	18,3	3,1	...	4,8	3,7	9,8	12,9	9,5	5,1	3,9	71,7
Diarrea y enteritis	25,5	-4,8	...	...	...	...	...	...	...	...	22,4
Maternales	...	...	...	-7,8	-16,6	-10,1	...	...	...	...	-35,3
Perinatales	36,3	...	...	...	...	...	...	...	...	...	36,3
Cáncer	...	...	...	...	...	-2,9	-1,2	4,1	3,7	2,8	5,8
Enf. Ap. Circulat.	1,8	...	...	...	-2,1	2,8	9,4	19,3	14,5	11,3	55,7
Enf. Ap. Respirat.	7,6	...	...	1,0	1,0	4,2	9,1	11,0	7,7	5,9	48,1
Enf. Ap. Digestivo	1,4	...	1,5	2,5	2,2	5,0	8,3	6,3	4,2	3,2	35,1
Congénitas	8,4	...	...	...	...	...	...	...	...	...	8,5
Otras no transmis.	7,6	2,9	2,7	...	-1,7	...	3,5	6,5	7,6	5,9	35,4
Externas	...	2,0	6,9	14,6	10,4	10,2	7,6	4,0	2,1	1,6	60,2
Mal definidas	1,9	1,0	1,0	...	...	...	1,5	1,1	-1,9	-1,3	2,8
Total edad	114,5	6,0	7,7	6,4	6,9	36,1	68,9	70,5	46,3	35,9	399,2

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la diferencia de esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres.

Fuente: elaboración propia.

A.15 (II) – Contribución de las edades y de las causas de muerte a los diferenciales de vida entre sexos (centésimas de año). España. 1911, 1931, 1951, 1971 y 2001

1951/52

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	1,6	1,3	-2,0	...	10,0	12,9	16,9	13,2	4,0	...	58,4
Otras infecciosas	...	...	1,6	...	...	1,1	1,9	2,0	1,5	...	9,7
Gripe y neumonía	18,8	...	...	...	...	2,0	5,1	9,5	6,1	3,9	45,3
Diarrea y enteritis	14,0	2,2	...	...	...	...	...	1,0	...	...	19,9
Maternales	...	...	...	-1,5	-4,6	-2,8	...	...	...	...	-9,0
Perinatales	35,9	...	...	...	...	...	...	...	...	...	35,9
Cáncer	...	...	...	...	...	-1,8	2,1	10,3	9,9	5,6	26,1
Enf. Ap. Circulat.	1,9	...	1,5	1,8	...	2,8	10,3	19,2	22,5	8,7	69,4
Enf. Ap. Respirat.	...	...	...	1,0	...	2,3	8,0	13,3	11,7	6,8	45,0
Enf. Ap. Digestivo	...	...	...	1,7	4,2	6,0	9,4	7,9	5,7	1,4	36,8
Congénitas	6,3	...	...	...	...	...	...	...	...	...	7,1
Otras no transmis.	2,6	...	1,6	...	...	...	1,0	2,4	4,4	5,4	18,7
Externas	...	...	4,1	13,7	13,3	10,1	8,6	6,2	2,8	1,7	61,1
Mal definidas	3,1	-1,0	1,3	...	3,3	1,0	3,8	9,1	7,4	20,7	49,6
Total edad	85,8	3,3	9,9	19,7	27,8	34,5	67,8	94,0	76,6	54,4	473,8

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la diferencia de esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres.

Fuente: elaboración propia.

1971/72

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	...	...	...	...	...	3,1	5,1	5,1	3,5	1,1	18,7
Otras infecciosas	3,4	1,4	...	...	...	...	...	...	...	...	7,1
Gripe y neumonía	4,8	...	...	...	0,5	1,1	2,8	5,5	8,6	7,5	31,9
Diarrea y enteritis	2,0	...	-0,1	...	...	...	...	...	...	...	2,6
Maternales	...	...	...	...	-1,7	-1,3	...	...	...	...	-3,6
Perinatales	15,8	...	...	...	...	...	...	...	...	...	15,8
Cáncer	...	...	1,5	1,4	...	-1,9	5,2	24,2	34,0	20,5	85,1
Enf. Ap. Circulat.	...	...	...	1,0	1,8	6,1	17,4	37,2	45,4	25,1	133,4
Enf. Ap. Respirat.	...	...	...	...	...	1,6	4,3	10,3	15,8	13,0	45,8
Enf. Ap. Digestivo	1,1	-0,2	0,2	0,9	1,5	5,7	12,0	15,9	11,5	4,6	53,1
Congénitas	5,4	...	...	...	...	...	...	...	...	...	5,2
Otras no transmis.	2,9	0,4	0,1	1,1	1,4	1,6	1,5	1,2	1,4	6,2	17,9
Externas	0,6	2,2	5,8	22,8	22,3	18,3	14,3	10,6	5,4	2,1	104,4
Mal definidas	5,7	0,8	0,6	1,5	1,8	2,3	5,0	7,9	9,5	10,2	45,2
Total edad	41,5	4,7	8,7	28,9	28,8	36,8	68,3	118,4	135,5	90,9	562,5

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la diferencia de esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres.

Fuente: elaboración propia.

A.15 (III) –Contribución de las edades y de las causas de muerte a los diferenciales de vida entre sexos (centésimas de año). España. 1911, 1931, 1951, 1971 y 2001

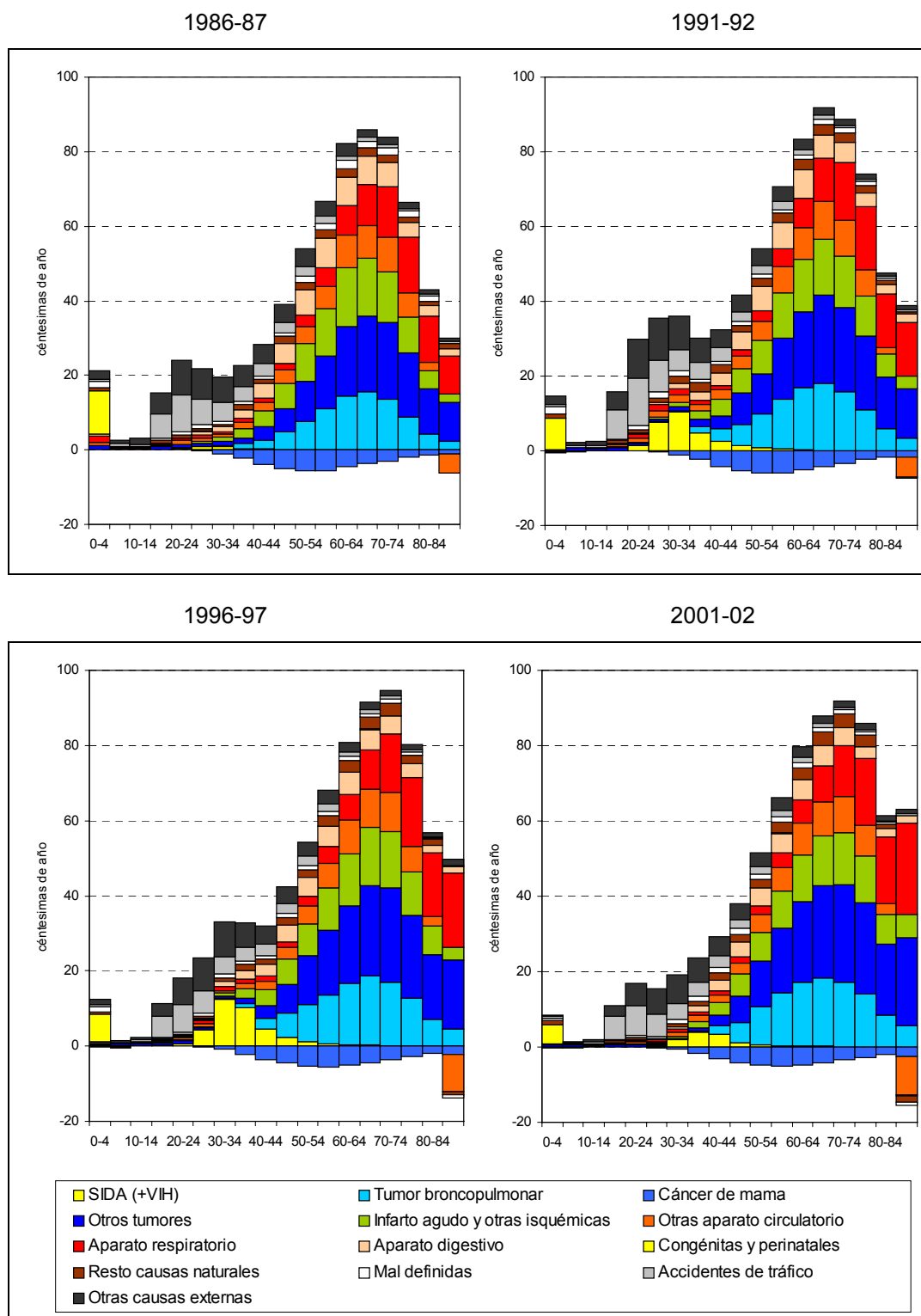
2001-02

Causa	Edad										Total causa
	0	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75+	
Tuberculosis	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	1,7
Otras infecciosas	...	...	...	...	2,5	8,0	2,7	1,6	1,4	1,2	17,5
Gripe y neumonía	...	...	...	...	...	...	...	1,5	2,5	8,6	14,4
Diarrea y enteritis	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	0,5
Maternales	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	-0,2
Perinatales	3,1	...	...	...	...	...	...	...	...	...	3,3
Cáncer	...	...	...	1,2	...	1,4	24,8	58,9	77,5	87,8	252,9
Enf. Ap. Circulat.	...	...	...	...	2,2	8,4	21,0	36,6	45,9	27,6	143,0
Enf. Ap. Respirat.	...	...	...	...	1,0	1,3	2,7	8,2	20,0	50,7	84,5
Enf. Ap. Digestivo	...	...	...	...	...	4,5	8,5	10,6	9,9	7,1	41,0
Congénitas	1,8	...	...	...	...	...	...	...	...	...	2,0
Otras no transmis.	...	...	...	...	...	2,0	3,1	4,7	5,9	...	18,9
Externas	...	...	1,5	22,1	23,4	17,8	12,0	9,1	5,6	5,3	97,7
Mal definidas	...	...	...	...	1,7	2,6	3,0	2,7	2,3	...	14,5
Total edad	6,3	1,9	3,0	26,8	32,5	46,7	79,0	134,1	171,3	190,2	691,8

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la diferencia de esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres.

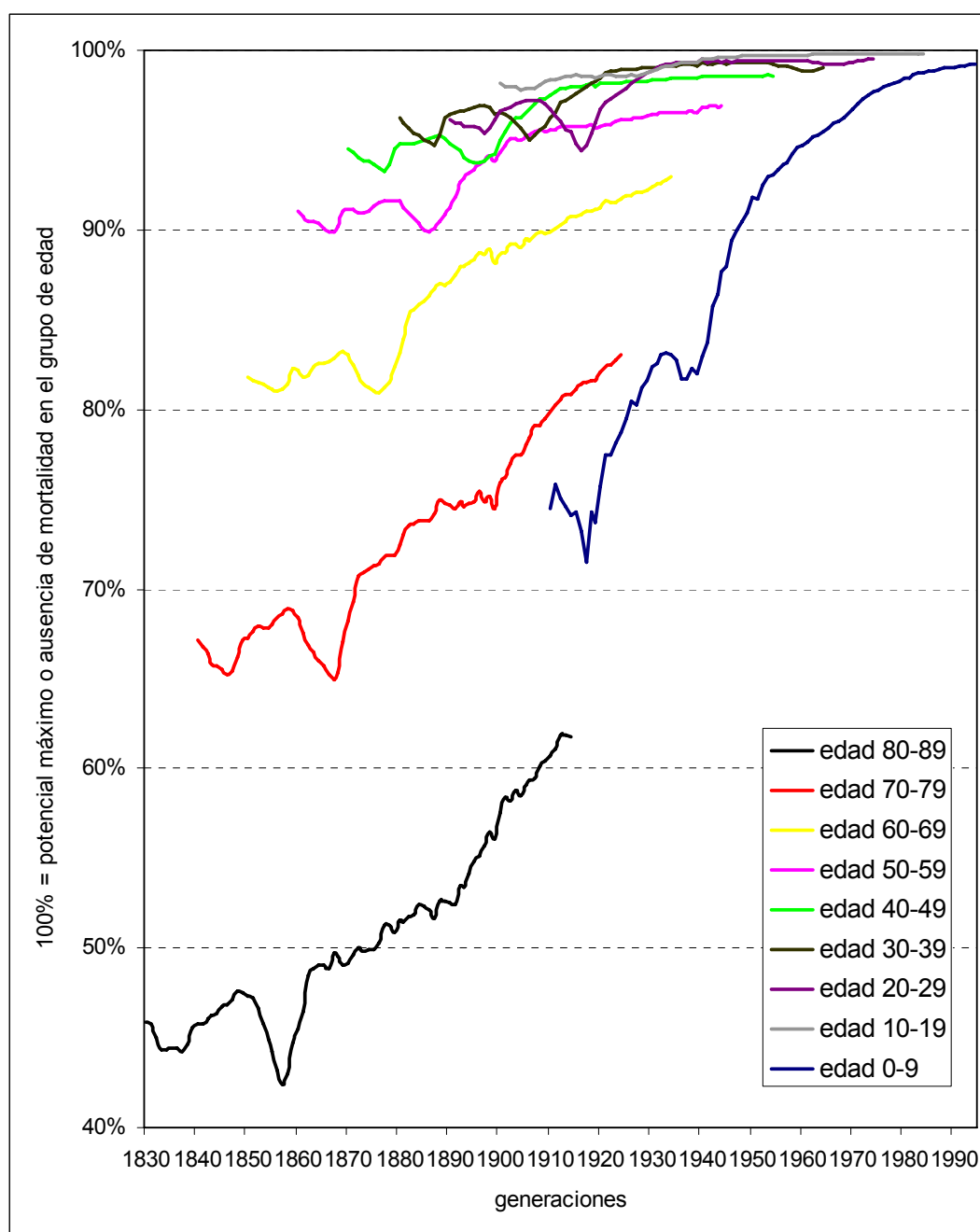
Fuente: elaboración propia.

A.16 – Contribución de las edades y de las causas de muerte a los diferenciales de vida media entre sexos (centésimas de año). España. 1981, 1986, 1991 y 2001



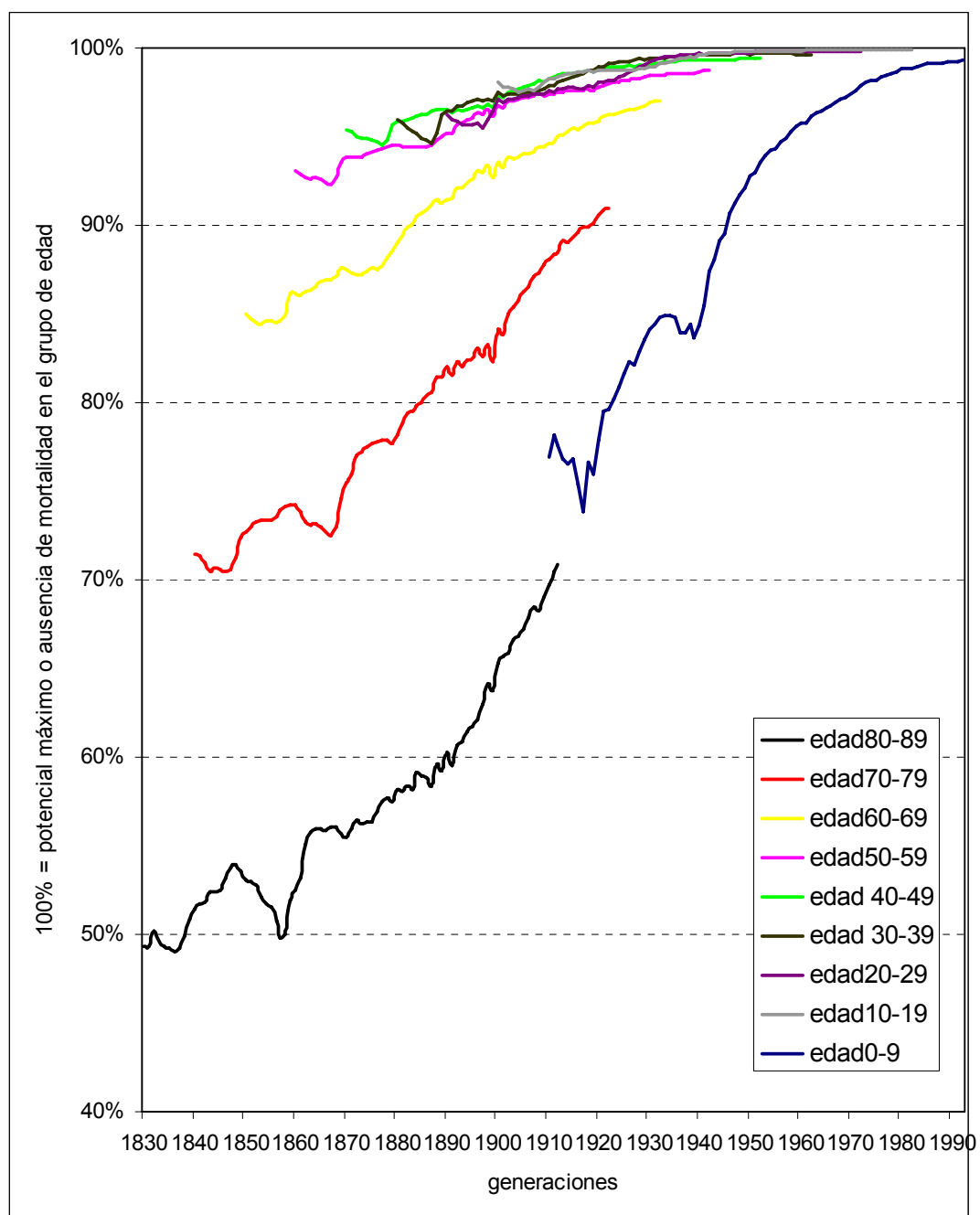
Fuente: elaboración propia.

A.17 (I) – Evolución del potencial de años vividos entre dos edades. España. Generaciones. Hombres.



Fuente: elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad por generación.

A.17 (II) – Evolución del potencial de años vividos entre dos edades. España. Generaciones. Mujeres.



Fuente: elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad por generación.

## B.1 (I)- Tasa estandarizada de mortalidad masculina. 1961-2001. Por mil.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	<b>9,9</b>	<b>9,9</b>	9,4	<b>9,4</b>	7,5	7,8	8,7	9,0	8,7
Albacete	8,6	8,1	9,0	8,3	7,9	8,0	8,2	8,6	8,6
Alicante	9,3	<b>9,3</b>	<b>9,3</b>	<b>9,4</b>	<b>8,7</b>	<b>8,9</b>	<b>9,5</b>	<b>9,8</b>	<b>9,8</b>
Almería	9,1	8,8	<b>9,5</b>	<b>9,1</b>	8,4	8,8	<b>9,5</b>	<b>10,0</b>	<b>10,4</b>
Asturias	8,9	8,6	9,1	<b>9,1</b>	<b>8,9</b>	<b>9,3</b>	<b>10,0</b>	<b>10,3</b>	<b>10,1</b>
Ávila	9,0	7,9	8,2	7,3	6,0	6,6	7,2	7,9	8,3
Badajoz	9,4	8,9	9,1	<b>9,0</b>	<b>8,8</b>	<b>9,2</b>	<b>10,0</b>	<b>10,1</b>	<b>10,3</b>
Balears (Illes)	8,6	8,9	<b>10,3</b>	8,9	8,2	<b>9,9</b>	<b>10,1</b>	<b>10,1</b>	<b>9,8</b>
Barcelona	9,0	<b>9,2</b>	9,1	8,5	7,3	8,3	<b>9,4</b>	9,5	9,4
Burgos	<b>10,0</b>	<b>9,4</b>	<b>9,3</b>	8,1	6,6	7,4	8,2	8,4	8,3
Cáceres	<b>9,9</b>	9,2	8,8	8,4	8,3	8,4	8,7	9,0	9,1
Cádiz	<b>11,1</b>	<b>10,6</b>	<b>10,6</b>	<b>10,8</b>	<b>10,2</b>	<b>10,6</b>	<b>11,3</b>	<b>11,6</b>	<b>11,4</b>
Cantabria	9,5	<b>9,4</b>	<b>9,5</b>	<b>9,0</b>	<b>8,5</b>	8,7	9,2	9,6	9,5
Castellón	9,0	9,0	9,0	8,4	7,8	8,4	9,2	9,7	9,6
Ciudad Real	<b>9,7</b>	9,1	9,1	8,6	8,3	8,7	9,5	9,4	9,3
Córdoba	8,6	8,8	<b>9,3</b>	8,6	<b>8,5</b>	<b>8,9</b>	9,4	9,7	<b>9,8</b>
Coruña (A)	9,3	8,9	9,2	<b>9,0</b>	<b>8,5</b>	<b>8,9</b>	<b>9,5</b>	<b>9,9</b>	9,4
Cuenca	8,3	8,2	8,0	7,2	7,1	7,2	7,1	7,6	7,9
Girona	9,3	<b>9,4</b>	9,1	8,8	8,4	8,1	8,8	9,1	9,1
Granada	<b>9,6</b>	9,2	<b>9,4</b>	8,8	<b>8,4</b>	<b>9,0</b>	9,4	<b>9,9</b>	<b>10,1</b>
Guadalajara	8,4	7,6	7,9	6,5	5,8	6,6	6,9	7,3	7,7
Guipúzcoa	<b>9,8</b>	<b>9,6</b>	<b>9,9</b>	<b>9,3</b>	<b>8,5</b>	<b>9,2</b>	9,4	9,6	9,6
Huelva	<b>10,0</b>	<b>10,3</b>	<b>10,1</b>	<b>10,0</b>	<b>9,8</b>	<b>9,6</b>	<b>10,2</b>	<b>10,7</b>	<b>10,9</b>
Huesca	8,3	8,1	7,2	6,8	6,4	7,5	7,2	8,2	8,4
Jaén	9,0	8,3	8,4	8,1	7,9	8,5	9,0	9,3	<b>9,8</b>
León	<b>10,0</b>	<b>9,7</b>	8,8	8,4	8,2	8,2	8,3	8,1	8,6
Lleida	8,5	8,5	8,2	7,9	7,1	7,7	8,5	8,9	9,0
Lugo	8,5	8,3	8,4	8,4	7,8	8,1	8,9	9,1	9,2
Madrid	<b>9,6</b>	<b>9,3</b>	9,0	8,5	8,1	8,2	9,1	9,0	9,0
Málaga	9,5	<b>9,9</b>	<b>10,4</b>	<b>10,2</b>	<b>9,6</b>	<b>10,2</b>	<b>10,4</b>	<b>10,8</b>	<b>10,5</b>
Murcia	8,7	8,7	<b>9,3</b>	<b>9,0</b>	<b>8,8</b>	<b>8,9</b>	<b>9,7</b>	<b>9,7</b>	<b>9,9</b>
Navarra	8,9	8,8	9,1	8,8	<b>8,4</b>	8,2	8,3	8,6	8,7
Ourense	8,6	8,3	7,7	8,1	7,3	7,7	8,2	8,8	8,5
Palencia	<b>11,1</b>	<b>10,2</b>	<b>9,5</b>	9,0	8,5	8,4	8,8	9,0	9,3
Palmas (Las)	8,4	8,7	<b>9,9</b>	<b>9,2</b>	<b>9,1</b>	<b>9,6</b>	<b>10,4</b>	<b>10,5</b>	<b>11,0</b>
Pontevedra	9,4	<b>9,5</b>	9,3	<b>9,3</b>	<b>8,9</b>	<b>9,3</b>	<b>9,7</b>	<b>9,9</b>	9,6
Rioja (La)	<b>9,7</b>	<b>9,9</b>	8,6	8,7	8,4	8,4	8,7	8,6	8,7
Salamanca	8,8	8,0	7,6	7,3	6,3	6,9	7,7	8,0	8,0
Segovia	8,7	7,9	8,8	7,6	7,5	7,0	7,1	7,3	7,9
Sevilla	<b>10,0</b>	<b>10,0</b>	<b>10,2</b>	<b>9,8</b>	<b>9,7</b>	<b>10,0</b>	<b>10,8</b>	<b>10,9</b>	<b>11,0</b>
Soria	8,4	8,0	7,3	6,6	6,5	6,4	6,7	7,4	7,4
Sta Cruz Tenerife	7,8	7,5	8,1	8,2	<b>8,6</b>	<b>9,1</b>	9,4	<b>10,0</b>	<b>10,0</b>
Tarragona	9,1	9,0	8,8	8,6	7,8	8,0	8,7	9,1	9,1
Teruel	8,3	7,9	7,8	7,4	6,8	7,0	7,2	7,8	7,9
Toledo	8,1	7,9	8,0	7,5	7,1	7,5	8,2	8,5	8,7
Valencia	<b>9,6</b>	<b>9,5</b>	<b>9,3</b>	<b>9,4</b>	<b>9,1</b>	<b>9,4</b>	<b>10,1</b>	<b>10,4</b>	<b>10,3</b>
Valladolid	<b>9,8</b>	9,0	8,6	8,4	6,9	7,3	8,1	8,6	8,9
Vizcaya	<b>9,6</b>	<b>9,5</b>	<b>9,5</b>	<b>9,7</b>	<b>9,5</b>	<b>9,4</b>	<b>9,7</b>	<b>10,0</b>	<b>9,7</b>
Zamora	9,5	8,7	8,1	7,7	7,0	7,2	8,0	7,6	7,7
Zaragoza	9,2	8,7	8,4	8,2	7,5	8,1	8,7	9,1	9,2
España	9,2	9,0	9,1	8,7	8,2	8,6	9,3	9,5	9,5

Nota: en cursiva mortalidad significativamente inferior a la de España, en negrita superior a la de España. La población tipo es la de España ambos sexos de cada uno de los periodos.

Fuente: elaboración propia.



B.1 (II)- Tasa estandarizada de mortalidad femenina. 1961-2001. Por mil.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	<b>9,1</b>	8,4	<b>8,9</b>	7,4	6,6	6,6	6,9	7,1	7,2
Albacete	<b>8,7</b>	8,1	<b>8,7</b>	<b>8,3</b>	<b>7,9</b>	<b>8,3</b>	<b>8,3</b>	8,3	8,2
Alicante	8,6	<b>8,5</b>	<b>8,6</b>	<b>8,3</b>	<b>7,8</b>	<b>7,9</b>	<b>8,4</b>	<b>8,7</b>	<b>8,9</b>
Almería	8,6	7,8	<b>8,4</b>	<b>8,3</b>	<b>7,9</b>	<b>8,0</b>	<b>8,4</b>	<b>9,0</b>	<b>9,4</b>
Asturias	7,8	7,4	7,6	7,6	7,1	7,5	7,8	8,1	8,3
Ávila	<b>8,8</b>	7,9	8,1	7,2	5,7	6,1	7,0	7,1	7,3
Badajoz	8,4	7,8	8,0	7,8	<b>7,5</b>	<b>8,0</b>	<b>8,7</b>	<b>8,7</b>	<b>8,9</b>
Balears (Illes)	7,8	8,0	<b>8,4</b>	<b>7,9</b>	7,0	<b>7,8</b>	<b>8,4</b>	<b>8,4</b>	<b>8,8</b>
Barcelona	8,0	7,9	7,9	7,4	6,3	7,1	7,6	7,7	8,1
Burgos	<b>9,6</b>	<b>8,6</b>	<b>8,6</b>	7,4	5,6	6,4	6,7	6,8	6,8
Cáceres	<b>8,7</b>	8,0	7,8	7,5	7,2	<b>7,7</b>	7,8	8,0	8,4
Cádiz	<b>9,0</b>	<b>9,0</b>	<b>8,7</b>	<b>8,9</b>	<b>8,5</b>	<b>8,9</b>	<b>9,3</b>	<b>10,0</b>	<b>10,1</b>
Cantabria	7,8	7,5	7,7	7,3	6,5	6,8	7,2	7,6	7,7
Castellón	<b>9,0</b>	<b>8,4</b>	<b>8,7</b>	<b>8,1</b>	<b>7,6</b>	<b>8,1</b>	<b>8,6</b>	<b>8,9</b>	<b>9,1</b>
Ciudad Real	<b>9,0</b>	<b>8,4</b>	<b>8,6</b>	<b>8,1</b>	<b>8,0</b>	<b>8,2</b>	<b>9,0</b>	<b>9,0</b>	<b>9,1</b>
Córdoba	7,9	7,8	7,8	7,5	<b>7,5</b>	<b>7,7</b>	<b>8,1</b>	<b>8,6</b>	<b>8,9</b>
Coruña (A)	8,0	7,5	7,6	7,5	7,0	7,5	7,8	8,0	8,0
Cuenca	<b>9,1</b>	<b>8,4</b>	<b>8,5</b>	7,4	<b>7,6</b>	7,7	7,4	7,6	7,6
Girona	<b>8,8</b>	<b>8,5</b>	<b>8,5</b>	<b>8,3</b>	<b>7,6</b>	7,5	7,7	8,0	8,0
Granada	8,6	<b>8,5</b>	<b>8,5</b>	<b>8,3</b>	<b>8,0</b>	<b>8,2</b>	<b>8,7</b>	<b>9,0</b>	<b>9,5</b>
Guadalajara	<b>8,8</b>	7,8	<b>8,9</b>	7,1	5,9	6,7	6,8	6,8	7,0
Guipúzcoa	8,3	7,9	8,3	7,5	6,3	6,8	7,2	7,6	7,4
Huelva	8,4	<b>8,3</b>	8,3	<b>8,1</b>	<b>7,9</b>	<b>8,2</b>	<b>8,7</b>	<b>9,3</b>	<b>9,9</b>
Huesca	<b>8,7</b>	8,0	7,3	7,0	5,9	6,9	6,5	7,6	7,4
Jaén	8,2	7,7	8,0	7,8	<b>7,6</b>	<b>8,3</b>	<b>8,5</b>	<b>8,8</b>	<b>9,0</b>
León	<b>9,8</b>	<b>9,1</b>	8,3	7,7	7,3	7,1	7,0	7,0	7,0
Lleida	<b>9,3</b>	<b>9,1</b>	<b>8,7</b>	<b>8,5</b>	7,1	7,7	8,0	8,2	8,0
Lugo	<b>8,9</b>	<b>8,4</b>	<b>8,6</b>	<b>8,3</b>	<b>7,4</b>	7,5	8,0	7,9	7,9
Madrid	7,7	7,5	7,4	6,8	6,5	6,6	7,1	7,2	7,5
Málaga	8,2	<b>8,3</b>	<b>8,8</b>	<b>8,6</b>	<b>8,2</b>	<b>8,7</b>	<b>9,0</b>	<b>9,4</b>	<b>9,7</b>
Murcia	8,2	8,1	<b>8,5</b>	<b>8,2</b>	<b>7,9</b>	<b>8,3</b>	<b>8,8</b>	<b>9,0</b>	<b>9,2</b>
Navarra	8,0	7,6	7,7	7,7	6,9	6,8	6,8	7,0	7,1
Ourense	8,4	8,0	7,9	7,5	6,8	6,8	7,3	7,4	7,3
Palencia	<b>10,2</b>	<b>8,9</b>	<b>8,6</b>	<b>8,1</b>	7,1	7,1	7,1	7,1	7,4
Palmas (Las)	7,6	7,9	<b>9,0</b>	<b>8,7</b>	<b>8,2</b>	<b>8,5</b>	<b>8,8</b>	<b>8,8</b>	<b>9,7</b>
Pontevedra	8,1	8,0	8,0	7,8	<b>7,4</b>	7,5	7,8	8,1	8,0
Rioja (La)	8,7	8,3	<b>8,5</b>	<b>8,0</b>	7,3	7,3	7,4	7,6	7,3
Salamanca	8,4	7,6	7,3	6,7	5,7	6,3	6,9	7,0	7,2
Segovia	8,3	7,6	7,8	6,7	6,7	6,0	6,6	6,9	6,7
Sevilla	<b>8,6</b>	<b>8,4</b>	<b>8,5</b>	<b>8,0</b>	<b>8,2</b>	<b>8,5</b>	<b>8,9</b>	<b>9,3</b>	<b>9,7</b>
Soria	8,4	8,0	7,7	6,8	6,1	5,8	5,8	6,0	6,1
Sta Cruz Tenerife	7,5	7,5	7,8	7,7	<b>7,6</b>	<b>7,9</b>	<b>8,2</b>	<b>8,4</b>	<b>8,9</b>
Tarragona	<b>9,0</b>	<b>9,1</b>	<b>8,9</b>	<b>8,6</b>	<b>7,4</b>	<b>7,7</b>	8,0	<b>8,4</b>	8,5
Teruel	8,4	7,6	7,3	7,1	6,4	6,7	6,8	7,5	7,2
Toledo	8,4	8,0	8,0	7,5	7,2	7,6	7,6	8,1	8,4
Valencia	<b>8,8</b>	<b>8,6</b>	<b>8,7</b>	<b>8,6</b>	<b>8,3</b>	<b>8,5</b>	<b>8,8</b>	<b>9,1</b>	<b>9,2</b>
Valladolid	8,6	7,7	7,4	6,9	5,7	6,2	7,2	7,3	7,6
Vizcaya	8,0	7,8	7,7	7,5	7,1	7,2	7,3	7,7	7,8
Zamora	<b>9,5</b>	<b>8,5</b>	7,7	7,2	6,8	6,8	7,3	7,2	7,2
Zaragoza	8,5	7,8	7,6	7,3	6,7	7,3	7,6	7,8	8,0
España	8,4	8,0	8,1	7,7	7,1	7,5	7,8	8,1	8,3

Nota: en cursiva mortalidad significativamente inferior a la de España, en negrita superior a la de España. La población tipo es la de España ambos sexos de cada uno de los periodos.

Fuente: elaboración propia.

## B.2 (I)- Evolución de la tasa estandarizada masculina. 1961-2001. Por mil.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	20,8	19,3	18,4	17,9	14,0	13,0	13,0	12,2	10,9
Albacete	17,5	16,5	17,6	16,3	14,8	13,7	12,5	11,9	10,9
Alicante	20,0	19,5	18,9	18,4	16,2	15,1	14,2	13,3	12,2
Almería	19,3	18,6	19,0	17,9	15,7	14,8	14,2	13,6	13,0
Asturias	17,8	17,4	18,0	17,1	15,8	15,0	14,5	13,8	12,5
Ávila	18,8	16,0	16,1	14,5	11,0	11,0	10,7	10,7	10,3
Badajoz	18,7	17,7	17,6	17,0	15,9	15,1	14,9	13,6	12,8
Balears (Illes)	18,3	18,3	20,0	17,7	14,8	16,2	14,9	13,6	12,2
Barcelona	19,1	18,8	18,4	16,6	13,4	13,7	13,9	12,8	11,8
Burgos	20,0	17,9	17,8	15,1	11,5	12,0	12,1	11,2	10,4
Cáceres	20,0	18,0	17,3	15,9	15,1	14,0	12,9	12,1	11,3
Cádiz	22,5	21,4	21,0	20,3	18,0	17,2	16,6	15,5	14,2
Cantabria	19,3	18,7	18,3	17,2	15,4	14,4	13,5	12,9	11,9
Castellón	19,3	18,7	18,4	16,7	14,7	14,2	13,9	13,1	12,1
Ciudad Real	19,9	18,2	18,5	17,2	15,4	14,5	14,3	13,0	11,7
Córdoba	17,9	17,6	18,7	16,5	15,6	14,9	14,0	13,1	12,3
Coruña (A)	18,5	17,6	17,5	16,6	15,1	14,5	13,9	13,2	11,7
Cuenca	17,1	16,7	16,1	14,5	13,4	12,3	10,8	10,4	9,9
Girona	20,6	19,8	18,7	17,5	15,5	13,7	13,1	12,3	11,4
Granada	20,1	18,9	18,5	17,1	15,4	14,9	14,1	13,4	12,6
Guadalajara	17,4	15,2	15,5	12,9	10,4	11,0	10,4	9,8	9,6
Guipúzcoa	21,2	19,6	19,5	17,7	15,3	15,1	13,9	13,0	12,0
Huelva	20,5	20,5	19,9	19,2	17,9	15,9	15,1	14,4	13,6
Huesca	17,9	17,0	14,8	13,6	11,8	12,5	10,8	11,2	10,7
Jaén	18,3	16,6	16,8	15,9	14,6	14,2	13,6	12,7	12,3
León	19,7	18,7	16,8	15,9	14,7	13,5	12,3	10,8	10,6
Lleida	19,3	18,2	17,1	16,1	13,1	12,7	12,8	12,1	11,3
Lugo	16,9	15,9	15,9	15,7	14,2	13,3	13,0	12,0	11,4
Madrid	19,3	18,2	17,3	16,2	14,6	13,6	13,5	12,2	11,3
Málaga	20,0	20,3	20,8	20,0	17,8	16,9	15,5	14,4	13,0
Murcia	18,2	17,6	18,9	17,5	16,1	15,0	14,6	13,3	12,5
Navarra	18,1	17,2	17,9	17,3	15,5	13,7	12,5	11,7	10,9
Ourense	17,1	16,5	15,3	15,3	13,2	12,5	12,1	11,8	10,6
Palencia	22,6	19,9	18,1	16,8	15,2	13,7	13,1	12,0	11,5
Palmas (Las)	16,5	16,9	19,1	17,2	15,9	15,6	15,2	13,9	13,5
Pontevedra	19,0	18,7	18,0	17,2	15,6	15,0	14,2	13,2	12,0
Rioja (La)	20,1	20,4	16,7	17,1	15,6	14,1	12,9	11,8	10,9
Salamanca	17,5	15,5	15,1	13,8	11,4	11,4	11,5	10,7	9,9
Segovia	17,1	15,9	17,3	15,0	14,0	11,8	10,5	9,9	9,9
Sevilla	20,9	20,1	20,0	19,0	17,5	16,6	16,0	14,7	13,7
Soria	17,9	16,3	14,1	12,7	11,8	10,7	9,9	9,9	9,2
Sta Cruz Tenerife	15,3	14,9	16,1	15,5	15,2	15,0	13,9	13,4	12,4
Tarragona	19,7	18,8	18,1	17,1	14,4	13,6	13,0	12,3	11,4
Teruel	17,5	15,8	15,8	14,6	12,7	11,8	10,8	10,6	9,9
Toledo	17,6	16,2	16,8	14,6	13,5	12,8	12,4	11,6	11,0
Valencia	20,5	19,6	18,8	18,5	16,6	15,7	15,0	14,1	12,9
Valladolid	19,6	18,3	17,0	16,3	12,6	12,2	12,2	11,7	11,3
Vizcaya	19,9	18,9	18,6	18,3	17,1	15,5	14,4	13,5	12,2
Zamora	19,5	17,8	15,9	14,6	12,9	12,1	11,9	10,2	9,7
Zaragoza	19,0	17,3	16,7	16,2	13,6	13,6	13,0	12,4	11,5
España	19,1	18,2	17,9	16,8	14,9	14,2	13,7	12,8	11,9

Nota: tasas estandarizadas usando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

B.2 (II)- Evolución de la tasa estandarizada femenina. 1961-2001. Por mil.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	15,0	13,5	13,9	11,2	9,0	8,1	7,3	6,6	6,0
Albacete	14,7	13,2	13,7	12,5	10,9	10,2	8,8	7,7	6,8
Alicante	14,8	14,2	13,8	12,5	10,8	9,6	8,9	8,1	7,5
Almería	15,1	12,9	13,1	12,4	10,8	9,7	8,9	8,4	7,9
Asturias	13,3	12,1	12,0	11,3	9,8	9,1	8,3	7,5	6,9
Ávila	14,5	12,7	12,5	10,6	7,8	7,4	7,4	6,6	6,1
Badajoz	13,9	12,5	12,5	11,7	10,2	9,7	9,2	8,1	7,5
Balears (Illes)	13,7	13,2	13,2	11,9	9,7	9,4	8,9	7,8	7,4
Barcelona	13,8	13,0	12,6	11,2	8,6	8,6	8,1	7,2	6,7
Burgos	16,1	13,9	13,4	11,0	7,5	7,8	7,1	6,3	5,7
Cáceres	14,2	12,7	12,0	11,0	9,8	9,3	8,3	7,5	7,0
Cádiz	15,4	14,9	13,8	13,3	11,5	10,7	9,9	9,3	8,5
Cantabria	13,4	12,3	12,1	10,9	9,0	8,3	7,6	7,1	6,4
Castellón	15,8	13,9	13,9	12,3	10,5	9,9	9,1	8,2	7,6
Ciudad Real	14,7	13,5	13,5	12,0	11,0	10,0	9,5	8,3	7,7
Córdoba	13,4	12,7	12,1	11,2	10,3	9,4	8,6	8,0	7,5
Coruña (A)	13,1	12,2	11,7	11,1	9,4	9,1	8,3	7,5	6,7
Cuenca	15,3	13,3	13,3	11,3	10,5	9,3	7,8	7,1	6,4
Girona	15,3	14,1	13,6	12,5	10,5	9,1	8,2	7,4	6,7
Granada	14,5	13,8	13,1	12,3	10,9	10,0	9,3	8,4	7,9
Guadalajara	14,6	12,5	14,0	10,6	8,0	8,2	7,2	6,3	5,8
Guipúzcoa	14,5	13,2	13,1	11,3	8,6	8,3	7,6	7,1	6,2
Huelva	14,0	13,3	13,0	12,1	10,9	9,9	9,2	8,6	8,3
Huesca	14,8	13,2	11,4	10,5	8,1	8,3	6,9	7,1	6,2
Jaén	13,8	12,5	12,6	11,8	10,5	10,1	9,0	8,1	7,5
León	16,3	14,5	12,8	11,4	9,9	8,6	7,5	6,5	5,9
Lleida	16,7	15,3	14,0	12,9	9,7	9,3	8,4	7,7	6,7
Lugo	14,5	13,6	13,3	12,3	10,1	9,1	8,4	7,3	6,6
Madrid	12,8	12,1	11,5	10,2	8,8	8,1	7,6	6,7	6,3
Málaga	14,3	13,7	13,9	13,0	11,2	10,5	9,5	8,7	8,2
Murcia	13,9	13,5	13,5	12,4	10,8	10,1	9,4	8,3	7,7
Navarra	13,7	12,1	12,3	11,7	9,5	8,2	7,2	6,5	6,0
Ourense	14,0	13,0	12,6	11,2	9,2	8,2	7,7	6,9	6,2
Palencia	16,7	14,0	13,2	11,8	9,7	8,6	7,5	6,6	6,2
Palmas (Las)	12,5	12,8	14,0	12,8	11,0	10,2	9,3	8,2	8,2
Pontevedra	13,6	12,9	12,6	11,6	10,1	9,0	8,3	7,5	6,7
Rioja (La)	14,7	13,5	13,4	12,2	10,2	8,9	7,8	7,0	6,1
Salamanca	13,7	12,2	11,3	10,0	7,7	7,6	7,4	6,4	6,0
Segovia	13,6	12,1	11,9	10,0	9,2	7,3	7,0	6,3	5,6
Sevilla	14,6	13,7	13,4	11,9	11,2	10,3	9,4	8,7	8,2
Soria	14,0	12,6	12,2	10,4	8,4	7,1	6,2	5,6	5,1
Sta Cruz Tenerife	12,3	12,2	12,4	11,5	10,4	9,5	8,7	7,9	7,5
Tarragona	15,7	15,0	14,1	12,9	10,2	9,4	8,5	7,8	7,1
Teruel	14,4	12,2	11,2	10,5	8,8	8,2	7,2	6,9	6,0
Toledo	14,3	12,9	12,7	11,4	10,1	9,3	8,1	7,5	7,1
Valencia	14,9	14,1	13,8	12,9	11,4	10,3	9,3	8,4	7,7
Valladolid	14,1	12,3	11,7	10,4	7,7	7,6	7,6	6,8	6,4
Vizcaya	13,8	12,8	12,0	11,2	9,7	8,7	7,8	7,1	6,5
Zamora	15,9	13,6	11,8	10,8	9,4	8,3	7,7	6,6	6,0
Zaragoza	14,3	12,6	11,9	11,0	9,1	8,9	8,1	7,2	6,7
España	14,2	13,1	12,7	11,5	9,7	9,1	8,3	7,5	6,9

Nota: tasas estandarizadas usando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

## B.3 (I)- Evolución de la esperanza de vida al nacer. Hombres. 1961-2001.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	66,0	66,5	68,7	69,6	74,1	74,9	74,7	75,7	77,4
Albacete	67,7	70,0	69,0	71,6	73,3	74,6	75,5	76,5	77,4
Alicante	67,5	68,5	69,6	70,4	72,7	73,3	73,6	74,7	75,7
Almería	67,7	69,2	69,0	70,6	72,7	73,3	73,3	74,2	74,9
Asturias	67,4	69,1	69,5	69,9	71,2	72,3	72,5	73,7	75,5
Ávila	67,1	70,1	70,1	72,9	76,5	76,7	76,7	76,9	77,4
Badajoz	66,5	68,6	69,2	70,3	71,9	72,7	73,1	74,3	75,3
Balears (Illes)	68,5	68,9	67,5	71,1	72,7	71,6	72,6	73,9	75,7
Barcelona	68,1	68,7	69,9	71,7	74,5	74,1	73,5	74,9	76,4
Burgos	65,4	67,3	68,3	71,3	75,0	74,8	74,7	76,2	77,6
Cáceres	65,6	67,6	69,6	71,2	72,6	73,6	74,6	75,5	76,7
Cádiz	64,6	66,7	67,9	68,3	70,4	71,1	71,4	72,6	74,4
Cantabria	66,7	67,7	68,4	70,2	72,0	73,3	73,7	74,7	76,1
Castellón	67,8	68,9	69,7	71,7	73,5	74,1	74,1	74,7	76,1
Ciudad Real	65,9	68,1	69,7	71,3	72,7	73,4	73,6	75,5	76,6
Córdoba	68,3	68,8	69,2	71,2	72,5	73,3	73,6	74,7	76,0
Coruña (A)	66,6	68,2	68,4	69,8	71,8	72,5	72,9	74,0	76,0
Cuenca	68,1	69,5	70,8	73,3	74,3	75,3	77,1	77,5	78,4
Girona	68,0	68,1	69,7	71,0	72,5	74,2	74,2	75,4	76,6
Granada	66,7	68,3	68,9	70,9	72,4	72,9	73,5	74,6	75,5
Guadalajara	68,1	70,5	70,6	74,4	76,6	76,6	77,2	78,1	78,6
Guipúzcoa	67,0	68,1	68,5	70,0	72,2	72,5	73,4	74,7	76,3
Huelva	66,2	66,6	68,2	69,3	70,7	72,6	72,7	73,7	74,9
Huesca	68,7	70,1	72,5	74,2	75,6	74,7	76,9	76,5	77,4
Jaén	67,3	69,4	70,4	71,7	73,3	73,6	74,2	75,2	75,8
León	64,9	66,5	69,2	70,8	72,2	73,3	74,9	76,3	77,1
Lleida	69,1	69,9	71,3	72,4	74,4	74,5	74,5	75,6	76,8
Lugo	67,4	69,0	69,4	70,4	72,6	73,5	73,3	74,4	76,0
Madrid	66,6	68,2	69,8	71,5	73,0	74,0	73,8	75,5	77,0
Málaga	67,4	67,7	68,2	69,3	71,0	71,6	72,4	73,4	75,1
Murcia	68,1	68,9	69,4	70,7	72,0	73,3	73,3	74,9	75,6
Navarra	67,2	68,3	69,3	70,8	72,2	73,8	75,1	76,2	77,3
Ourense	67,6	69,0	71,5	71,4	73,6	74,1	74,6	75,2	77,2
Palencia	63,9	66,0	68,1	69,8	71,8	73,3	73,9	75,2	76,2
Palmas (Las)	67,7	68,7	67,9	69,8	71,2	72,0	72,3	73,4	74,1
Pontevedra	66,5	67,7	68,9	69,4	71,5	72,1	72,9	74,1	75,8
Rioja (La)	66,3	66,9	69,7	71,1	72,3	73,5	74,2	76,0	77,0
Salamanca	67,0	69,8	71,5	72,9	75,7	75,9	75,8	76,7	78,2
Segovia	67,2	70,0	68,7	72,3	73,6	75,4	76,9	77,9	78,1
Sevilla	66,4	67,2	68,2	69,9	71,1	72,0	72,2	73,5	74,7
Soria	68,4	69,7	71,8	74,2	75,1	76,7	77,0	77,4	78,8
Sta Cruz Tenerife	69,0	70,9	71,1	71,5	71,9	72,5	73,8	74,2	75,5
Tarragona	67,7	68,4	69,8	71,2	73,2	74,3	74,2	75,4	76,5
Teruel	68,6	70,0	71,1	72,6	75,0	75,9	76,6	76,9	78,3
Toledo	69,2	70,1	71,2	72,7	74,6	75,1	75,3	76,4	77,5
Valencia	66,9	68,0	69,6	70,3	71,8	72,6	72,7	73,8	75,4
Valladolid	65,9	68,2	69,8	71,2	75,0	75,8	75,7	76,1	77,1
Vizcaya	66,7	67,9	69,0	69,5	70,8	72,3	72,8	74,1	76,0
Zamora	66,1	68,8	70,3	71,8	74,5	74,9	75,4	77,3	78,6
Zaragoza	67,2	68,8	70,5	71,8	73,6	74,3	74,7	75,4	76,7
España	67,1	68,5	69,5	70,9	72,8	73,4	73,6	74,8	76,2

Fuente: elaboración propia.

B.3 (II)- Evolución de la esperanza de vida al nacer. Mujeres. 1961-2001.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	70,8	73,2	73,7	77,6	80,0	81,3	82,4	83,5	84,6
Albacete	71,5	73,7	73,9	75,8	78,4	79,2	80,8	82,2	83,5
Alicante	72,2	73,6	74,7	76,1	78,3	79,7	80,5	81,5	82,4
Almería	72,0	74,4	74,5	76,0	78,0	79,6	80,4	81,0	81,7
Asturias	73,1	74,7	75,9	76,8	78,8	79,9	81,0	82,1	83,2
Ávila	70,9	73,8	74,5	77,1	81,3	82,0	81,8	83,5	84,4
Badajoz	71,6	73,9	74,9	76,5	78,4	79,2	80,0	81,5	82,5
Balears (Illes)	73,5	74,2	74,5	76,6	79,2	79,3	80,3	81,7	82,5
Barcelona	73,3	74,4	75,6	77,4	80,5	80,6	81,2	82,6	83,5
Burgos	70,1	72,8	73,9	77,0	81,5	81,5	82,5	83,6	85,0
Cáceres	70,7	73,5	74,6	76,6	78,8	79,7	80,9	82,4	83,1
Cádiz	71,3	72,9	74,3	75,2	77,2	78,4	79,1	80,0	81,1
Cantabria	73,0	74,5	75,4	77,2	79,8	80,8	81,8	82,8	84,0
Castellón	71,8	73,8	74,6	76,7	78,4	79,4	80,4	81,4	82,3
Ciudad Real	70,4	73,0	74,3	76,2	77,7	79,1	80,0	81,4	82,3
Córdoba	72,8	74,3	75,3	77,1	78,6	79,7	80,7	81,8	82,4
Coruña (A)	72,0	74,2	75,1	76,4	78,9	79,7	80,7	82,1	83,4
Cuenca	70,5	72,9	74,5	77,6	78,5	79,7	81,6	82,7	84,1
Girona	72,3	73,6	75,0	76,1	78,6	79,9	81,3	82,3	83,3
Granada	71,7	73,0	74,1	75,8	77,8	79,1	80,2	81,3	81,9
Guadalajara	70,8	73,8	73,7	77,6	80,9	81,0	82,6	84,2	85,0
Guipúzcoa	72,8	74,6	74,9	76,9	80,1	80,7	81,8	82,6	84,2
Huelva	71,7	73,2	74,7	76,1	77,8	79,0	80,1	80,8	81,6
Huesca	71,8	74,6	76,5	77,9	81,0	80,6	83,1	82,5	84,1
Jaén	71,9	74,1	75,0	76,7	78,5	79,1	80,6	81,6	82,4
León	69,6	71,4	74,3	76,4	78,3	80,0	81,9	83,5	84,6
Lleida	72,1	73,5	75,0	75,8	78,9	79,7	80,7	82,0	83,3
Lugo	70,7	72,8	73,6	75,4	78,3	79,7	80,0	82,1	83,2
Madrid	73,0	74,7	76,0	78,2	79,9	81,2	81,8	83,2	84,2
Málaga	73,0	73,7	74,3	75,7	77,6	78,4	79,5	80,7	81,5
Murcia	72,6	74,0	74,7	76,2	78,1	79,4	79,9	81,3	82,1
Navarra	72,7	74,3	75,7	76,9	79,3	80,8	82,2	83,6	84,8
Ourense	71,6	73,7	75,1	76,7	79,0	80,7	81,4	82,7	84,1
Palencia	68,5	71,9	73,6	75,3	78,4	80,3	81,7	83,5	83,9
Palmas (Las)	72,6	73,8	73,7	75,2	77,2	78,4	79,5	81,1	81,2
Pontevedra	72,2	73,6	74,8	76,1	78,4	79,8	80,8	82,0	83,3
Rioja (La)	71,4	73,1	74,4	76,5	78,9	80,0	81,4	82,9	84,5
Salamanca	71,2	74,1	76,0	77,7	81,2	81,7	82,2	83,7	84,4
Segovia	71,3	74,0	74,4	78,1	79,4	82,2	82,8	84,0	85,4
Sevilla	71,9	73,3	74,6	76,5	77,7	78,7	79,7	80,9	81,7
Soria	71,7	73,4	75,4	77,9	80,0	82,8	84,6	85,3	86,0
Sta Cruz Tenerife	72,8	74,6	75,7	76,5	78,1	79,3	80,4	81,5	82,1
Tarragona	71,7	72,6	74,2	75,8	78,7	80,0	80,8	81,9	82,9
Teruel	72,1	74,2	75,9	77,5	80,3	81,5	82,6	83,2	84,4
Toledo	72,2	73,7	75,3	77,2	79,0	80,0	81,5	82,4	83,2
Valencia	71,6	73,1	74,4	75,9	77,6	78,9	79,8	81,0	82,2
Valladolid	71,2	74,1	75,9	77,7	81,2	81,9	81,9	83,2	84,1
Vizcaya	73,2	74,3	75,7	76,9	79,0	80,2	81,6	82,6	83,6
Zamora	69,8	72,7	74,9	77,0	79,0	80,7	81,6	83,6	84,4
Zaragoza	71,7	73,9	75,8	77,4	79,6	80,2	81,3	82,6	83,5
España	72,0	73,8	75,1	76,8	79,0	80,0	80,9	82,1	83,1

Fuente: elaboración propia.

## B.4 (I)- Evolución de la esperanza de vida a los 65 años. Hombres. 1961-2001.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	12,9	13,2	13,3	13,6	15,3	15,9	16,0	16,6	17,5
Albacete	13,7	13,9	13,7	14,1	14,9	15,5	16,3	16,7	17,4
Alicante	12,8	12,9	12,9	13,1	14,0	14,7	15,3	15,8	16,6
Almería	12,9	13,2	13,0	13,5	14,5	14,9	15,5	15,7	16,1
Asturias	13,6	13,8	13,4	13,8	14,6	14,9	15,3	15,7	16,4
Ávila	13,2	14,4	14,4	15,1	17,4	17,5	17,8	17,8	18,4
Badajoz	13,0	13,4	13,4	13,7	14,1	14,6	14,9	15,6	16,1
Balears (Illes)	13,4	13,3	12,6	13,5	15,0	14,4	15,1	15,9	16,5
Barcelona	12,8	13,0	13,1	13,9	15,5	15,5	15,6	16,2	16,8
Burgos	13,0	13,7	13,8	14,9	17,3	16,9	17,1	17,6	18,0
Cáceres	12,8	13,4	13,6	14,2	14,6	15,3	16,2	16,6	17,2
Cádiz	11,8	12,0	12,0	12,1	13,1	13,5	14,0	14,4	15,2
Cantabria	12,9	13,3	13,3	13,9	14,7	15,2	15,8	16,3	16,8
Castellón	13,0	13,1	13,3	13,9	14,9	15,2	15,5	16,1	16,7
Ciudad Real	12,9	13,4	13,1	13,7	14,7	15,1	15,4	16,2	16,9
Córdoba	13,4	13,5	13,0	13,9	14,4	14,8	15,4	15,9	16,5
Coruña (A)	13,5	13,7	13,8	14,1	14,9	15,3	15,8	16,2	17,1
Cuenca	14,1	14,0	14,4	15,1	15,8	16,7	17,6	18,1	18,4
Girona	12,4	13,0	13,3	13,6	14,7	15,7	16,1	16,6	17,1
Granada	12,6	13,0	13,0	13,6	14,5	14,8	15,4	15,8	16,2
Guadalajara	14,0	14,9	14,7	16,1	18,1	17,5	18,1	18,6	18,6
Guipúzcoa	12,4	12,8	12,8	13,5	14,7	14,9	15,6	16,1	16,6
Huelva	12,3	12,2	12,3	12,6	13,4	14,1	14,8	15,1	15,5
Huesca	13,5	13,9	15,0	15,5	17,0	16,5	17,7	17,4	17,9
Jaén	13,5	14,1	13,9	14,3	15,0	15,1	15,7	16,3	16,6
León	13,2	13,4	14,1	14,5	15,2	16,0	16,7	17,9	17,9
Lleida	12,9	13,4	13,8	14,2	16,0	16,4	16,4	16,9	17,4
Lugo	14,3	14,5	14,5	14,7	15,5	16,3	16,6	17,2	17,6
Madrid	12,9	13,2	13,5	14,0	14,9	15,6	15,9	16,7	17,1
Málaga	12,5	12,4	12,2	12,6	13,6	13,9	14,5	15,2	15,9
Murcia	13,5	13,5	13,0	13,5	14,2	14,8	15,1	15,8	16,4
Navarra	13,7	13,9	13,4	13,8	14,7	15,6	16,4	17,0	17,4
Ourense	14,1	14,4	14,7	14,6	15,9	16,5	17,0	17,3	18,1
Palencia	12,0	12,8	13,7	14,2	15,1	15,9	16,3	16,9	17,2
Palmas (Las)	14,7	14,1	13,1	13,9	14,4	14,6	14,8	15,5	15,7
Pontevedra	13,4	13,2	13,4	13,7	14,5	14,9	15,4	16,1	16,8
Rioja (La)	12,6	12,8	13,9	13,8	14,5	15,6	16,2	17,0	17,6
Salamanca	14,0	14,7	14,9	15,5	17,1	17,2	17,2	17,8	18,4
Segovia	14,0	14,6	14,3	15,2	15,5	17,0	18,0	18,4	18,5
Sevilla	12,3	12,5	12,5	12,8	13,5	13,9	14,3	15,0	15,4
Soria	13,9	14,4	15,5	16,2	16,9	17,7	18,8	18,7	19,3
Sta Cruz Tenerife	15,0	14,9	14,1	14,6	14,7	15,0	15,4	15,8	16,5
Tarragona	12,9	13,3	13,6	13,9	15,3	15,8	16,3	16,6	17,2
Teruel	13,7	14,5	14,6	15,3	16,1	16,9	17,7	18,0	18,4
Toledo	13,6	14,2	14,1	14,9	15,7	16,1	16,5	17,0	17,4
Valencia	12,6	12,7	12,8	13,1	13,9	14,4	14,9	15,4	16,1
Valladolid	12,9	13,4	13,9	14,1	16,2	16,4	16,6	16,9	17,2
Vizcaya	12,7	13,1	13,1	13,3	13,9	14,6	15,4	15,8	16,6
Zamora	13,0	13,5	14,6	15,0	16,1	16,8	17,0	18,4	18,7
Zaragoza	13,1	13,8	14,0	14,1	15,6	15,5	16,1	16,5	17,0
España	13,1	13,3	13,4	13,8	14,9	15,3	15,7	16,3	16,8

Fuente: elaboración propia.

B.4 (II)- Evolución de la esperanza de vida a los 65 años. Mujeres. 1961-2001.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	14,8	15,7	15,4	17,0	18,7	19,6	20,6	21,6	22,2
Albacete	15,1	15,7	15,6	16,2	17,1	17,8	19,0	20,1	21,0
Alicante	15,1	15,3	15,5	16,2	17,4	18,3	18,9	19,7	20,3
Almería	15,1	16,2	15,9	16,1	17,4	18,1	18,9	19,5	19,8
Asturias	15,9	16,6	16,6	17,0	18,2	18,7	19,5	20,4	21,0
Ávila	15,2	16,1	16,2	17,5	20,0	20,4	20,6	21,5	22,0
Badajoz	15,5	16,2	16,2	16,8	17,7	18,1	18,6	19,5	20,2
Balears (Illes)	15,6	16,0	16,0	16,7	18,3	18,5	19,0	20,0	20,4
Barcelona	15,5	15,9	16,1	17,0	19,1	19,2	19,7	20,7	21,1
Burgos	14,2	15,4	15,8	17,4	20,6	20,2	21,0	22,0	22,7
Cáceres	15,3	16,1	16,7	17,2	18,1	18,5	19,6	20,3	20,8
Cádiz	14,8	15,0	15,4	15,6	16,7	17,2	18,0	18,5	19,2
Cantabria	15,9	16,6	16,6	17,4	18,9	19,6	20,3	20,8	21,7
Castellón	14,5	15,5	15,4	16,3	17,6	18,1	18,7	19,5	20,2
Ciudad Real	15,2	15,7	15,6	16,4	17,2	18,0	18,3	19,4	20,0
Córdoba	15,8	16,2	16,5	17,0	17,6	18,4	19,2	19,7	20,2
Coruña (A)	16,2	16,7	16,8	17,4	18,6	18,8	19,6	20,5	21,3
Cuenca	14,8	15,6	15,7	16,9	17,7	18,5	20,0	20,8	21,6
Girona	14,6	15,2	15,5	16,1	17,5	18,8	19,6	20,5	21,3
Granada	15,4	15,6	15,9	16,3	17,2	18,0	18,5	19,3	19,7
Guadalajara	15,4	16,4	15,3	17,5	20,1	19,7	20,8	21,8	22,3
Guipúzcoa	15,0	15,8	15,8	17,0	19,2	19,5	20,3	20,9	21,9
Huelva	15,5	15,8	15,8	16,4	17,3	17,9	18,6	19,1	19,3
Huesca	14,9	15,6	16,8	17,5	19,7	19,6	21,1	20,9	22,0
Jaén	15,6	16,2	16,2	16,6	17,5	17,8	18,7	19,6	20,2
León	14,3	15,2	16,1	17,0	18,2	19,3	20,5	21,6	22,5
Lleida	13,9	14,5	15,2	16,0	18,3	18,5	19,4	20,3	21,2
Lugo	15,2	15,8	15,8	16,5	18,0	18,9	19,7	20,6	21,6
Madrid	16,3	16,7	17,0	17,8	19,1	19,7	20,3	21,4	21,8
Málaga	15,3	15,6	15,4	15,9	17,0	17,5	18,4	19,0	19,5
Murcia	15,5	15,7	15,7	16,3	17,2	17,8	18,5	19,4	20,0
Navarra	15,6	16,5	16,4	16,7	18,3	19,6	20,7	21,6	22,2
Ourense	15,4	16,0	16,3	17,1	18,8	19,8	20,3	21,2	22,2
Palencia	14,2	15,5	15,9	16,9	18,4	19,3	20,6	21,4	22,0
Palmas (Las)	16,6	16,3	15,4	15,9	17,2	17,8	18,6	19,5	19,5
Pontevedra	15,8	16,1	16,3	16,9	18,0	18,9	19,7	20,4	21,3
Rioja (La)	15,2	15,8	15,6	16,4	17,8	19,0	20,0	20,8	21,9
Salamanca	15,8	16,6	17,2	18,2	20,2	20,3	20,6	21,7	22,3
Segovia	15,9	16,7	16,8	18,0	18,7	20,7	20,9	21,8	22,7
Sevilla	15,2	15,6	15,7	16,5	17,0	17,6	18,4	19,0	19,5
Soria	15,4	16,2	16,6	17,9	19,7	20,8	22,2	23,0	23,8
Sta Cruz Tenerife	16,6	16,4	16,3	16,9	17,7	18,3	19,1	20,0	20,4
Tarragona	14,6	14,9	15,3	15,9	17,8	18,4	19,3	20,1	20,8
Teruel	15,2	16,6	17,1	17,6	19,1	19,5	20,7	20,9	22,3
Toledo	15,3	16,1	16,1	16,8	18,0	18,6	19,6	20,3	20,7
Valencia	15,0	15,4	15,4	15,9	16,9	17,7	18,6	19,4	20,0
Valladolid	15,5	16,5	16,8	17,8	20,2	20,4	20,3	21,2	21,6
Vizcaya	15,6	16,2	16,6	17,1	18,3	19,2	20,1	20,9	21,6
Zamora	14,6	15,6	16,8	17,4	18,7	19,6	20,3	21,3	22,3
Zaragoza	15,4	16,3	16,7	17,1	18,7	18,8	19,8	20,6	21,2
España	15,4	15,9	16,1	16,8	18,2	18,7	19,5	20,3	20,9

Fuente: elaboración propia.

## B.5 (I)- Cociente de mortalidad del primer año de vida. Hombres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	47,2	49,3	32,1	19,8	10,6	8,1	4,8	5,7	3,5
Albacete	52,4	41,7	38,1	22,3	16,1	9,2	8,3	4,7	5,2
Alicante	43,6	36,3	26,5	18,3	9,7	7,5	6,5	5,5	4,7
Almería	48,0	39,4	34,0	21,6	13,8	9,8	9,1	6,9	6,3
Asturias	51,2	38,4	26,2	21,4	14,7	11,1	8,5	6,3	4,5
Ávila	60,0	46,6	43,5	26,3	13,9	7,4	6,1	5,0	5,0
Badajoz	58,0	49,1	38,7	21,1	14,5	11,0	5,0	6,0	4,2
Balears (Illes)	38,5	31,1	27,7	15,5	11,4	11,3	6,6	4,1	5,0
Barcelona	35,9	30,1	21,0	14,9	9,9	8,5	7,1	4,7	3,5
Burgos	63,8	46,6	33,1	25,3	13,6	9,9	9,6	4,6	4,7
Cáceres	65,8	52,9	39,1	24,0	12,6	11,4	5,7	6,0	4,2
Cádiz	43,9	37,5	27,1	23,3	14,0	10,7	9,2	6,4	4,9
Cantabria	48,5	41,8	34,3	20,9	12,4	9,0	6,1	4,5	3,6
Castellón	40,7	33,4	22,4	14,9	12,2	7,4	7,8	5,2	5,4
Ciudad Real	69,4	52,3	28,6	17,6	11,1	10,1	7,4	5,1	4,0
Córdoba	46,0	43,1	35,1	24,2	14,0	9,8	9,5	7,9	5,1
Coruña (A)	53,0	46,1	40,4	23,4	13,6	12,5	9,6	6,5	4,1
Cuenca	59,1	49,2	36,2	16,7	14,0	9,6	5,7	4,6	2,7
Girona	33,0	29,2	19,9	16,9	11,7	8,3	8,2	4,8	5,0
Granada	48,3	44,9	39,0	22,9	15,2	13,6	9,8	6,7	5,6
Guadalajara	55,9	43,4	33,8	17,6	8,5	6,2	5,7	5,0	2,2
Guipúzcoa	37,9	28,6	25,6	18,9	14,1	11,2	7,3	4,7	3,8
Huelva	52,2	49,1	34,3	23,2	17,3	9,9	8,9	4,8	2,4
Huesca	42,1	31,6	20,6	14,6	11,2	8,9	6,9	7,7	6,1
Jaén	54,7	42,8	32,8	24,2	13,6	12,7	10,3	7,7	5,2
León	68,8	59,9	34,7	22,7	16,8	13,1	8,2	6,8	3,0
Lleida	34,4	28,2	20,3	16,5	12,9	8,7	8,3	5,4	3,1
Lugo	64,3	50,2	47,2	30,6	16,3	16,5	11,6	10,4	3,3
Madrid	42,9	35,0	25,2	15,8	12,1	8,4	7,0	5,0	4,4
Málaga	34,9	32,4	24,3	21,0	14,4	10,2	9,8	6,1	5,5
Murcia	44,8	39,2	29,5	22,6	13,0	9,4	9,2	6,9	7,1
Navarra	53,3	44,5	26,2	19,5	15,6	12,1	8,3	6,2	3,3
Ourense	56,2	52,0	31,2	24,6	18,6	14,5	7,9	6,3	3,9
Palencia	74,0	55,0	33,0	31,2	13,4	10,5	9,9	6,5	5,6
Palmas (Las)	55,5	36,9	31,8	19,1	14,9	9,5	6,3	6,9	5,6
Pontevedra	50,1	43,1	32,7	24,5	12,7	12,1	7,9	4,9	3,9
Rioja (La)	60,7	53,8	33,3	19,8	18,0	14,5	11,2	4,8	5,6
Salamanca	62,2	40,4	27,7	24,4	13,8	10,6	9,2	9,4	3,6
Segovia	58,2	43,5	44,5	17,7	13,6	12,1	8,4	6,1	3,3
Sevilla	41,2	42,1	29,6	17,9	14,1	10,1	8,1	6,7	4,7
Soria	50,3	41,6	29,8	19,4	13,7	8,4	12,6	10,8	3,7
Sta C. Tenerife	51,1	37,9	23,5	18,2	13,0	8,9	8,5	7,0	6,1
Tarragona	40,3	36,7	24,6	18,6	10,8	8,7	8,8	5,0	4,8
Teruel	45,4	42,3	33,8	22,4	11,8	6,6	10,0	7,6	6,5
Toledo	46,4	40,6	27,0	20,2	13,5	8,6	7,4	5,2	4,3
Valencia	45,2	42,7	25,2	17,1	12,5	9,3	7,9	6,1	3,6
Valladolid	60,2	41,2	31,0	22,2	9,1	5,0	4,0	7,4	5,9
Vizcaya	42,2	35,8	24,3	19,6	14,7	11,9	9,7	6,7	3,1
Zamora	67,9	47,5	40,2	30,1	16,2	12,5	6,2	6,7	2,7
Zaragoza	47,0	39,6	23,3	16,6	15,6	9,8	6,7	5,7	5,7
España	48,4	39,5	28,3	19,2	13,0	9,9	7,9	5,8	4,6

Fuente: elaboración propia.



B.5 (II)- Cociente de mortalidad del primer año de vida. Mujeres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	47,5	34,8	29,2	12,8	9,3	6,5	5,3	3,5	2,2
Albacete	40,1	33,5	28,8	18,7	9,2	7,0	4,9	5,1	4,1
Alicante	33,6	27,8	19,9	14,8	8,6	6,4	5,9	4,1	3,2
Almería	38,3	29,7	27,3	17,5	11,3	7,0	6,2	5,0	4,6
Asturias	38,3	34,7	20,0	18,1	11,9	9,5	6,2	6,2	4,2
Ávila	49,6	36,1	31,3	22,2	7,9	9,0	4,7	3,2	3,1
Badajoz	46,9	37,0	26,5	15,9	11,5	8,4	7,9	5,6	4,2
Balears (Illes)	28,2	26,8	22,9	13,7	9,5	8,8	5,9	4,5	4,6
Barcelona	28,0	23,5	16,6	11,6	7,8	6,5	5,7	4,1	2,7
Burgos	48,7	37,1	27,6	17,3	8,0	7,2	6,3	4,5	2,3
Cáceres	52,2	38,4	31,1	21,5	9,6	8,3	6,1	4,2	4,1
Cádiz	34,1	29,2	20,9	16,3	11,0	8,2	7,2	6,5	5,7
Cantabria	38,2	31,8	23,7	17,7	9,9	8,0	7,1	3,8	1,4
Castellón	30,3	25,1	19,2	11,4	8,6	6,2	5,2	3,9	4,6
Ciudad Real	57,8	40,8	27,0	16,2	10,8	8,3	6,1	5,5	3,5
Córdoba	38,7	33,6	29,3	17,3	10,6	7,3	7,4	4,7	4,6
Coruña (A)	47,5	36,1	28,4	19,6	11,9	9,2	8,3	5,3	4,4
Cuenca	50,2	41,7	29,5	11,2	7,1	8,2	5,9	5,1	2,9
Girona	28,8	23,1	15,4	13,8	8,9	7,1	5,0	4,6	4,4
Granada	39,1	35,1	30,0	19,7	11,2	10,2	5,5	6,8	3,3
Guadalajara	46,7	34,1	27,7	16,6	9,3	5,2	3,0	3,9	3,5
Guipúzcoa	29,1	23,0	20,0	15,2	11,2	8,6	6,2	5,3	3,5
Huelva	42,1	37,1	24,9	16,8	10,9	9,5	6,7	3,5	3,4
Huesca	34,2	19,5	19,6	13,2	9,1	5,3	2,9	6,1	4,9
Jaén	44,9	35,1	25,7	17,5	11,0	9,5	6,2	3,9	4,3
León	52,3	50,7	27,7	19,6	14,5	11,5	6,7	5,0	3,6
Lleida	27,5	21,5	18,1	17,2	10,9	8,5	8,5	4,0	3,9
Lugo	50,1	40,9	33,8	24,3	15,1	8,3	10,0	6,4	4,2
Madrid	33,9	28,1	20,9	11,5	10,0	6,8	6,3	4,3	3,5
Málaga	26,3	24,8	18,7	15,8	9,7	8,8	7,7	4,9	5,2
Murcia	35,1	28,5	23,3	16,3	9,6	6,4	7,5	5,7	5,4
Navarra	39,4	37,9	20,2	13,6	10,4	10,4	8,2	4,4	3,1
Ourense	47,2	36,3	28,2	18,3	16,5	8,2	8,3	7,3	4,1
Palencia	64,4	41,9	31,9	26,2	13,5	4,7	6,6	4,1	4,7
Palmas (Las)	46,3	31,2	24,4	16,6	12,5	7,4	5,3	4,2	3,9
Pontevedra	42,3	35,3	24,8	18,7	11,2	7,2	6,1	4,9	3,6
Rioja (La)	47,8	37,6	25,6	14,4	10,1	12,1	9,6	6,3	4,3
Salamanca	50,5	34,7	22,8	22,9	9,7	8,1	5,0	4,3	4,6
Segovia	45,6	35,2	32,9	15,6	9,0	6,6	4,8	1,7	2,1
Sevilla	32,1	32,6	21,8	13,9	10,2	8,9	8,3	4,8	4,4
Soria	40,5	39,8	22,3	14,7	10,3	4,6	0,9	1,0	4,1
Sta C. Tenerife	44,5	31,3	20,7	15,9	9,4	7,0	6,9	5,4	5,8
Tarragona	31,0	32,4	21,4	13,8	9,9	7,3	5,9	5,2	4,9
Teruel	38,0	37,4	27,8	17,8	6,2	5,2	2,8	3,8	5,3
Toledo	36,5	34,5	22,0	14,6	10,6	5,6	5,8	4,0	3,1
Valencia	36,2	31,7	21,1	13,4	9,3	6,7	6,2	4,4	2,9
Valladolid	46,4	36,1	20,9	15,5	10,5	4,5	5,1	3,5	2,4
Vizcaya	30,9	29,1	19,3	15,5	10,7	9,9	6,7	6,2	3,2
Zamora	56,6	44,6	35,0	21,4	10,8	7,5	5,2	4,2	5,2
Zaragoza	40,0	34,2	20,3	13,6	11,2	7,4	6,9	4,3	4,6
España	38,7	31,4	22,3	15,0	10,1	7,7	6,5	4,8	3,8

Fuente: elaboración propia.

## B.5 (III)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 1 a 15. Hombres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	12,7	13,3	7,8	11,6	6,3	4,9	4,4	2,7	3,6
Albacete	15,3	10,1	9,2	7,8	7,0	4,8	4,0	2,8	3,4
Alicante	12,6	10,0	7,8	7,4	5,2	4,8	4,9	3,6	2,9
Almería	14,8	7,1	7,3	6,2	5,6	6,0	5,1	3,8	3,1
Asturias	9,9	7,8	7,2	8,2	6,8	4,5	4,5	4,0	3,0
Ávila	14,5	9,0	8,9	6,6	5,9	4,1	6,6	5,1	2,8
Badajoz	15,6	9,8	8,4	7,3	6,2	5,3	5,1	3,8	2,4
Baleares (Illes)	11,4	10,0	10,8	6,2	5,9	6,1	4,7	3,6	4,0
Barcelona	10,4	8,0	6,9	5,9	4,0	4,0	3,9	2,8	2,7
Burgos	14,7	11,4	10,2	7,4	6,6	5,7	4,4	3,4	2,2
Cáceres	17,0	10,9	8,3	7,5	7,4	5,0	4,5	3,2	2,6
Cádiz	17,2	9,0	7,8	7,6	5,7	4,8	3,2	2,7	2,5
Cantabria	12,0	8,7	8,4	8,2	7,2	4,3	6,6	4,5	2,9
Castellón	13,0	9,1	8,5	7,5	6,5	5,0	2,9	3,0	2,7
Ciudad Real	13,8	9,6	7,9	8,5	6,4	4,7	5,9	4,3	2,4
Córdoba	13,9	8,1	7,1	5,8	6,6	3,8	3,7	3,5	2,8
Coruña (A)	14,7	11,4	11,5	11,0	7,8	6,6	5,0	4,0	2,4
Cuenca	13,9	10,3	8,9	7,7	7,4	5,7	3,0	5,6	3,9
Girona	10,7	9,8	7,4	7,3	7,1	4,2	4,3	3,2	2,7
Granada	14,1	9,4	8,0	6,2	6,7	5,5	4,4	3,6	2,6
Guadalajara	12,1	5,5	13,1	9,0	8,0	3,8	2,5	3,6	3,4
Guipúzcoa	11,8	9,2	8,0	8,6	6,4	4,5	4,3	4,6	1,8
Huelva	12,1	9,5	7,4	7,3	6,7	5,1	4,1	3,3	2,8
Huesca	12,5	9,4	5,4	3,5	4,8	5,0	2,1	3,3	1,9
Jaén	14,8	8,6	6,8	6,7	5,6	4,4	4,3	3,5	3,0
León	15,7	11,2	11,4	8,5	8,8	6,8	4,2	3,0	2,6
Lleida	13,9	6,8	7,9	6,9	7,1	5,3	4,9	3,2	2,9
Lugo	15,0	11,5	8,5	10,1	9,8	4,9	5,1	5,8	3,2
Madrid	12,6	8,5	7,8	6,4	5,9	4,4	3,9	3,1	2,6
Málaga	13,7	10,1	8,2	5,8	5,5	5,0	4,2	3,3	2,8
Murcia	14,0	9,9	7,6	6,4	6,8	4,8	4,7	3,5	3,7
Navarra	12,3	11,8	9,5	9,3	7,7	6,4	4,2	3,6	2,4
Ourense	16,7	10,5	10,6	10,6	8,8	7,1	6,3	3,8	1,3
Palencia	15,6	11,0	10,7	8,5	8,5	4,6	5,3	4,4	1,9
Palmas (Las)	16,3	10,3	8,9	7,1	4,6	4,7	4,3	4,1	3,6
Pontevedra	15,2	11,1	10,9	11,6	8,7	6,6	4,4	3,9	2,9
Rioja (La)	11,5	10,1	10,8	8,8	6,4	4,8	4,3	4,6	3,3
Salamanca	16,6	9,9	8,0	6,6	5,9	4,7	4,8	2,8	2,4
Segovia	13,6	8,9	10,8	5,9	6,6	5,7	4,0	1,5	1,0
Sevilla	15,7	8,6	7,7	7,2	5,9	5,1	4,1	3,3	3,1
Soria	10,9	7,8	6,9	8,1	9,1	5,0	5,3	1,8	0,8
Sta C. Tenerife	16,6	7,7	7,0	8,0	6,9	6,0	4,5	3,0	2,9
Tarragona	14,8	11,7	9,4	7,8	6,6	4,2	5,1	4,3	3,3
Teruel	14,1	9,7	9,8	4,3	7,1	5,0	2,8	2,4	1,1
Toledo	10,5	9,4	8,3	8,1	4,7	4,6	4,7	3,6	1,8
Valencia	14,3	9,0	7,8	7,4	6,0	5,0	4,2	3,6	2,6
Valladolid	14,3	10,9	10,7	8,3	5,5	2,8	3,4	2,9	3,1
Vizcaya	13,4	9,1	9,3	6,9	7,9	5,0	4,8	3,2	2,2
Zamora	13,0	8,6	9,5	8,4	7,9	7,9	6,1	2,7	3,4
Zaragoza	14,0	8,9	8,6	7,2	5,9	4,1	3,7	3,4	2,0
España	13,7	9,3	8,2	7,3	6,1	4,9	4,3	3,4	2,8

Fuente: elaboración propia.

B.5 (IV)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 1 a 15. Mujeres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	10,8	7,2	8,4	5,2	2,7	3,5	2,9	1,6	1,5
Albacete	10,9	5,8	7,3	6,3	2,9	3,6	3,0	1,7	2,4
Alicante	10,5	7,7	5,7	4,9	3,7	2,8	3,4	2,0	2,5
Almería	11,3	7,6	6,2	5,8	4,9	3,5	3,4	3,1	3,2
Asturias	8,1	4,8	5,4	6,2	5,0	3,9	3,3	2,4	1,9
Ávila	11,1	4,9	4,6	4,4	4,7	4,8	6,3	3,5	1,6
Badajoz	11,7	7,1	6,3	5,5	4,3	3,6	3,4	2,4	1,9
Balears (Illes)	8,9	6,0	6,2	5,4	3,4	3,9	2,6	2,4	1,5
Barcelona	8,8	6,7	5,5	4,6	3,1	3,1	3,1	2,5	1,9
Burgos	13,0	7,3	6,2	5,1	6,2	3,5	2,7	3,7	3,9
Cáceres	14,8	7,3	7,7	5,2	5,9	3,7	4,0	1,8	1,3
Cádiz	14,2	6,7	5,1	5,8	4,2	3,0	2,4	2,4	2,3
Cantabria	9,4	6,5	6,9	5,9	3,7	4,6	3,7	2,8	1,8
Castellón	9,6	7,7	5,3	5,1	5,6	4,2	2,6	3,4	2,0
Ciudad Real	10,8	7,1	5,9	5,7	5,4	3,2	3,8	2,7	1,7
Córdoba	11,6	7,3	5,9	5,4	4,1	3,7	3,2	2,3	2,6
Coruña (A)	13,2	8,7	10,5	8,3	5,6	3,6	3,7	3,1	1,4
Cuenca	14,2	8,6	5,6	5,7	6,0	4,6	5,5	2,7	2,0
Girona	10,3	8,5	5,8	6,9	3,6	3,3	2,6	3,8	2,0
Granada	12,6	7,8	6,4	5,5	5,3	4,1	3,0	1,9	2,7
Guadalajara	12,7	5,9	9,6	6,1	4,6	3,3	1,6	0,4	2,4
Guipúzcoa	8,8	8,4	6,7	6,0	5,0	3,3	2,9	2,1	1,6
Huelva	11,3	7,0	6,0	5,5	4,3	4,6	3,0	3,5	2,3
Huesca	9,6	6,6	5,8	3,8	5,1	1,8	3,1	4,0	2,5
Jaén	11,5	7,4	5,9	4,2	3,6	4,2	2,7	3,1	2,4
León	11,9	7,7	8,3	6,1	4,8	4,0	3,4	2,8	2,0
Lleida	9,9	7,7	5,1	5,7	4,2	4,5	2,9	2,0	3,2
Lugo	14,0	8,2	8,7	8,0	6,4	5,3	6,7	2,7	3,3
Madrid	10,5	6,3	6,0	4,6	4,0	3,1	3,3	2,9	1,7
Málaga	12,0	8,5	6,7	4,6	4,3	3,3	3,8	2,7	1,9
Murcia	11,6	6,0	5,1	5,7	5,2	3,2	3,5	3,1	2,3
Navarra	10,0	6,7	5,9	6,3	4,9	3,9	3,4	3,6	1,1
Ourense	13,8	8,0	7,9	9,1	6,3	4,6	4,1	2,3	3,2
Palencia	13,5	9,5	7,8	8,0	3,6	6,4	4,9	2,3	2,1
Palmas (Las)	13,2	8,3	6,4	5,4	4,8	3,5	3,1	2,8	2,7
Pontevedra	14,6	10,6	8,5	8,0	5,0	4,8	3,5	3,0	3,0
Rioja (La)	8,3	7,3	5,2	5,4	3,5	2,4	3,8	0,6	0,8
Salamanca	12,2	6,4	5,9	3,6	4,6	3,1	2,2	2,8	2,4
Segovia	12,7	6,5	6,0	5,8	5,3	4,5	3,2	1,9	0,5
Sevilla	12,0	7,4	5,7	4,5	4,3	3,4	3,1	3,0	2,2
Soria	9,9	8,2	5,6	4,8	5,5	2,7	0,0	1,7	3,9
Sta C. Tenerife	13,6	7,1	4,5	5,7	5,9	3,8	3,1	3,0	2,4
Tarragona	12,4	8,9	5,9	5,5	5,4	2,9	2,9	2,5	1,6
Teruel	10,6	7,8	5,1	6,0	5,1	1,6	3,1	0,6	2,9
Toledo	11,6	6,0	6,4	4,1	4,6	5,5	2,2	3,0	1,4
Valencia	11,9	7,7	6,2	5,0	4,3	3,6	3,4	3,3	1,9
Valladolid	10,9	7,2	5,0	5,1	3,2	3,2	2,8	2,6	1,2
Vizcaya	10,4	6,1	7,0	6,3	5,3	2,9	3,6	2,8	2,3
Zamora	11,0	6,5	6,8	9,2	6,8	6,1	1,6	0,8	0,5
Zaragoza	11,4	7,3	7,1	4,3	4,2	3,5	3,4	2,8	0,8
España	11,4	7,2	6,2	5,4	4,4	3,5	3,2	2,7	2,0

Fuente: elaboración propia.

## B.5 (V)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 15 a 40. Hombres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	56,6	50,9	44,1	39,7	22,5	25,1	37,4	32,2	22,9
Albacete	39,5	26,4	41,1	30,3	23,5	24,9	27,9	23,9	24,0
Alicante	34,8	34,0	31,3	30,4	24,0	30,8	39,6	33,0	28,1
Almería	27,9	30,0	35,4	31,8	26,8	30,7	40,1	37,0	34,3
Asturias	38,0	32,4	34,1	38,0	37,0	37,2	45,5	40,5	26,3
Ávila	32,8	26,5	27,9	24,8	18,3	25,4	29,0	30,9	25,2
Badajoz	32,8	24,6	30,5	33,3	27,8	28,2	35,8	30,2	24,6
Balears (Illes)	35,9	41,1	55,5	30,2	29,7	36,5	44,4	43,9	28,4
Barcelona	35,7	37,7	32,1	26,9	20,2	27,4	45,3	38,6	24,7
Burgos	43,2	45,8	49,8	30,7	29,3	35,1	42,8	32,9	25,7
Cáceres	34,9	35,7	26,8	29,6	30,1	28,1	34,2	29,6	22,9
Cádiz	45,0	32,9	32,5	32,1	25,4	31,4	41,3	41,0	27,9
Cantabria	44,1	44,9	41,0	36,8	33,3	30,1	36,9	34,9	27,3
Castellón	39,4	39,2	44,0	28,8	27,1	29,6	35,9	40,6	28,1
Ciudad Real	31,9	29,5	31,7	27,2	33,8	34,2	39,9	27,9	24,8
Córdoba	30,4	28,5	29,8	27,5	24,5	28,1	35,1	33,0	23,6
Coruña (A)	45,2	35,6	39,6	41,5	38,1	39,3	47,6	42,8	31,4
Cuenca	35,0	31,0	33,1	29,6	31,8	31,2	29,1	29,3	20,7
Girona	38,2	52,1	48,2	35,8	33,6	33,7	39,8	37,1	26,6
Granada	36,7	29,0	29,3	30,0	28,8	31,2	38,6	33,7	27,6
Guadalajara	38,4	40,8	45,3	25,2	31,9	33,1	31,5	26,1	23,1
Guipúzcoa	38,0	38,7	38,4	34,9	32,5	37,8	46,4	39,6	25,6
Huelva	33,1	37,3	31,2	31,7	27,5	26,1	35,0	33,1	26,0
Huesca	35,6	40,7	38,6	26,9	26,9	37,6	33,1	29,1	25,3
Jaén	35,1	30,0	29,9	26,8	26,8	28,0	33,4	34,5	27,7
León	49,0	44,7	40,5	41,9	39,4	40,5	39,5	35,4	29,9
Lleida	29,9	40,2	33,0	28,8	29,1	38,7	41,7	40,3	27,5
Lugo	37,7	36,4	37,3	42,1	39,0	39,4	49,6	47,2	33,9
Madrid	39,5	36,0	30,5	27,9	27,6	32,6	48,6	39,4	22,6
Málaga	37,6	37,0	37,7	32,8	30,1	34,5	37,1	39,3	26,1
Murcia	32,9	32,3	34,5	29,8	28,7	28,5	36,9	30,7	27,3
Navarra	48,8	43,4	42,4	31,3	31,4	32,5	33,4	28,1	24,4
Ourense	36,7	29,0	21,8	28,8	27,8	34,6	46,1	45,3	28,4
Palencia	48,1	47,7	51,5	31,6	39,3	34,5	39,0	33,6	28,0
Palmas (Las)	40,3	39,0	44,1	41,6	35,1	35,9	38,3	35,7	29,7
Pontevedra	43,9	36,7	33,6	38,4	36,3	36,1	45,9	46,6	31,2
Rioja (La)	39,6	40,1	35,7	28,5	29,0	34,3	42,1	35,1	24,9
Salamanca	40,2	37,8	36,1	27,4	25,7	28,3	35,2	32,2	23,2
Segovia	46,6	30,1	47,0	38,5	34,8	32,1	29,2	22,4	28,7
Sevilla	40,7	34,1	34,8	26,3	27,3	25,3	36,6	32,7	25,1
Soria	36,2	39,1	36,2	25,6	32,5	37,1	34,5	32,7	29,9
Sta C. Tenerife	32,2	27,4	28,9	31,8	33,1	36,7	31,2	32,7	25,5
Tarragona	40,4	49,1	45,7	35,8	32,6	30,8	41,5	37,0	30,1
Teruel	40,9	34,6	34,5	34,4	27,8	31,6	32,0	27,0	22,9
Toledo	29,9	32,5	29,1	25,6	26,3	29,5	35,6	28,5	22,8
Valencia	36,8	32,1	30,1	30,1	28,6	30,9	45,5	38,6	27,9
Valladolid	41,4	45,5	34,2	27,5	25,4	25,7	32,1	30,8	22,9
Vizcaya	40,8	38,3	35,1	37,4	34,2	32,2	45,4	42,2	25,7
Zamora	38,2	36,6	33,4	32,2	25,2	30,2	39,2	30,4	23,5
Zaragoza	38,3	36,1	35,3	28,3	24,9	26,3	34,9	32,0	23,9
España	38,0	35,7	34,5	31,1	28,5	31,5	41,3	36,7	26,0

Fuente: elaboración propia.

B.5 (VI)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 15 a 40. Mujeres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	27,3	20,6	19,9	11,0	11,5	10,2	11,1	15,7	10,8
Albacete	29,0	19,1	21,4	15,3	13,2	11,7	12,1	9,8	7,7
Alicante	25,6	20,7	18,2	15,5	12,4	12,4	10,9	12,1	10,9
Almería	25,2	19,2	16,7	16,8	13,7	12,5	14,7	12,9	12,6
Asturias	22,5	18,0	15,9	13,7	12,3	11,9	14,4	12,9	9,6
Ávila	27,9	21,4	20,6	17,6	13,3	7,1	11,7	9,1	9,2
Badajoz	24,0	18,7	17,1	16,2	12,8	12,1	11,1	10,5	7,6
Baleares (Illes)	23,2	23,4	24,8	14,7	13,4	14,4	16,9	13,9	9,6
Barcelona	22,0	20,2	16,7	13,4	9,9	11,7	14,8	13,9	9,9
Burgos	25,0	22,5	23,8	17,1	11,5	14,3	13,6	13,5	9,2
Cáceres	27,0	20,5	21,2	15,9	12,1	12,2	12,5	10,6	10,1
Cádiz	28,9	21,7	17,3	14,5	12,2	11,2	13,0	12,3	9,2
Cantabria	23,1	20,3	18,0	15,2	13,0	11,1	12,8	12,1	10,4
Castellón	26,5	22,0	20,4	16,1	13,4	12,3	14,2	13,3	9,4
Ciudad Real	27,7	20,0	20,4	15,6	15,2	15,3	11,9	9,5	10,0
Córdoba	22,6	17,7	16,2	12,6	12,8	12,7	11,2	11,5	8,9
Coruña (A)	27,5	19,9	18,2	17,9	15,5	14,4	14,6	12,3	10,0
Cuenca	28,8	21,2	15,4	10,2	18,1	11,5	12,2	9,4	10,6
Girona	19,5	22,0	19,0	15,5	13,4	14,5	13,2	13,5	12,0
Granada	30,1	24,3	20,9	15,3	14,1	11,0	12,4	10,6	8,6
Guadalajara	33,1	24,5	23,1	13,1	11,6	14,8	12,6	9,6	5,0
Guipúzcoa	21,0	18,0	18,2	14,5	10,9	13,2	14,9	17,9	9,2
Huelva	28,0	20,4	15,9	17,2	12,8	11,8	12,2	11,1	9,2
Huesca	26,3	20,8	13,8	13,3	8,5	21,0	11,7	11,7	12,4
Jaén	27,0	18,5	18,4	14,1	11,2	11,3	9,6	10,1	8,9
León	26,6	23,4	19,9	15,6	14,7	15,7	12,1	11,0	10,6
Lleida	17,8	20,7	15,2	15,6	12,9	13,4	14,4	15,3	11,2
Lugo	27,6	24,7	21,7	16,8	14,4	15,1	18,0	13,5	13,1
Madrid	25,5	21,1	17,6	14,4	13,2	11,9	14,8	13,8	8,8
Málaga	23,3	22,4	22,7	15,6	14,0	13,5	13,9	13,3	9,8
Murcia	25,2	19,1	17,2	14,8	12,6	10,6	12,6	10,2	9,2
Navarra	21,5	18,7	18,6	15,2	12,8	10,9	13,0	10,6	8,4
Ourense	24,6	18,7	15,0	14,0	14,4	15,1	13,1	13,8	11,9
Palencia	28,8	27,2	21,2	19,9	17,9	15,2	10,1	11,3	11,4
Palmas (Las)	26,5	22,6	22,1	19,7	15,7	13,1	13,5	11,5	10,9
Pontevedra	26,8	21,0	19,4	17,2	15,5	15,8	15,6	14,6	10,3
Rioja (La)	22,6	21,2	17,0	15,1	13,1	11,1	12,1	12,3	6,7
Salamanca	27,5	23,1	19,7	16,9	10,4	11,6	12,7	12,4	9,5
Segovia	37,4	23,3	26,8	12,8	16,1	11,1	10,3	10,3	7,4
Sevilla	29,5	21,3	19,7	14,1	11,4	11,6	11,5	10,9	8,4
Soria	32,2	22,9	19,1	14,9	21,9	13,3	10,7	12,7	7,6
Sta C. Tenerife	25,9	20,8	17,2	16,8	13,9	14,7	11,6	11,4	10,3
Tarragona	24,2	20,8	20,7	15,2	12,9	12,1	14,6	14,0	11,0
Teruel	27,8	17,7	15,5	11,4	11,2	10,0	9,3	9,6	9,6
Toledo	26,6	22,1	15,0	14,6	12,9	12,3	10,8	9,7	8,2
Valencia	27,4	21,5	17,7	13,8	12,7	12,8	15,0	13,6	11,1
Valladolid	27,6	20,4	18,6	14,6	12,1	11,2	13,5	11,3	8,6
Vizcaya	21,7	18,7	17,1	14,1	13,3	12,8	13,1	13,8	10,5
Zamora	28,5	19,2	19,1	13,6	21,2	13,5	16,4	10,8	10,8
Zaragoza	26,0	20,6	16,9	14,2	10,2	11,2	13,8	12,9	9,7
España	25,5	20,7	18,3	14,8	12,7	12,4	13,6	12,7	9,7

Fuente: elaboración propia.

## B.5 (VII)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 40 a 65. Hombres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	249,3	239,2	226,2	219,5	163,4	158,1	158,8	145,0	131,7
Albacete	200,5	179,9	204,0	175,1	163,6	156,4	142,9	137,5	122,4
Alicante	232,8	219,9	213,9	213,9	191,6	175,6	167,9	160,6	154,9
Almería	217,5	200,9	211,9	205,6	178,0	173,7	177,8	164,9	154,5
Asturias	239,6	225,4	228,4	226,0	222,0	203,6	199,7	179,4	163,5
Ávila	201,8	183,7	190,8	155,4	136,4	143,6	140,4	137,8	154,3
Badajoz	230,9	209,7	210,3	222,0	198,6	193,2	190,5	172,7	170,1
Balears (Illes)	217,4	222,1	244,3	208,1	196,4	217,2	198,0	178,0	150,0
Barcelona	236,3	236,5	227,0	205,0	170,7	175,2	172,9	159,4	146,2
Burgos	246,7	239,2	229,1	203,8	168,6	165,9	164,3	157,8	134,8
Cáceres	233,6	218,5	203,3	195,6	179,8	176,5	171,7	159,3	150,4
Cádiz	311,1	281,7	261,8	265,1	245,4	230,1	217,8	192,8	171,2
Cantabria	240,8	236,3	232,1	215,9	202,6	190,3	181,7	172,6	149,5
Castellón	220,0	208,3	203,5	190,3	159,7	162,6	158,7	160,6	146,4
Ciudad Real	225,3	213,2	206,5	197,1	181,6	172,2	161,9	148,2	140,4
Córdoba	211,5	217,8	215,3	194,5	192,8	183,6	174,6	158,6	150,5
Coruña (A)	238,0	219,3	222,7	223,0	202,5	191,8	186,9	176,3	155,5
Cuenca	187,0	169,8	165,8	150,2	138,2	145,6	126,4	122,5	129,7
Girona	229,0	222,9	206,0	197,9	185,5	165,3	164,2	151,9	138,3
Granada	244,0	217,5	205,8	197,3	180,7	176,4	169,8	160,8	152,6
Guadalajara	192,5	174,6	157,8	144,0	131,9	135,6	135,0	133,1	120,1
Guipúzcoa	254,0	252,0	247,1	226,9	196,4	194,9	172,3	159,2	144,8
Huelva	257,4	246,4	232,2	231,1	218,9	193,5	197,2	181,4	170,6
Huesca	194,9	181,1	157,8	155,2	149,5	153,9	128,6	135,4	136,9
Jaén	217,9	205,9	193,8	184,6	174,6	168,0	161,6	147,9	156,5
León	240,1	221,4	211,7	195,1	179,1	173,8	159,3	150,5	146,8
Lleida	194,7	193,6	177,6	169,1	152,1	156,8	153,0	143,3	144,7
Lugo	196,5	195,6	187,5	191,8	171,0	173,0	179,2	164,6	165,7
Madrid	272,6	251,4	232,5	211,1	189,1	173,2	164,3	149,1	134,3
Málaga	248,6	249,6	252,1	241,5	218,7	213,2	191,2	182,9	165,4
Murcia	222,2	215,7	210,2	200,8	194,9	178,2	172,7	155,9	148,6
Navarra	215,0	206,8	214,5	204,1	183,7	163,5	150,4	143,2	134,2
Ourense	205,6	198,3	182,7	186,6	159,5	163,2	157,5	158,5	150,7
Palencia	240,7	236,9	233,8	228,7	206,3	198,4	176,9	167,8	157,6
Palmas (Las)	215,5	235,7	247,7	239,2	229,0	214,8	215,9	192,4	189,3
Pontevedra	252,4	238,8	227,5	229,5	206,8	204,0	186,3	169,2	156,1
Rioja (La)	217,4	224,9	196,2	196,9	174,7	171,1	154,2	140,4	138,5
Salamanca	210,7	197,4	181,0	169,5	144,6	145,4	140,2	136,6	135,1
Segovia	200,1	194,5	193,9	189,1	154,7	143,9	137,4	136,2	134,2
Sevilla	253,6	257,6	248,5	236,9	218,3	209,0	203,9	183,7	164,6
Soria	199,2	188,3	181,0	155,2	138,0	121,2	132,9	131,2	128,2
Sta C. Tenerife	200,3	191,5	202,1	208,4	205,9	198,7	178,3	178,1	168,7
Tarragona	216,0	196,3	193,3	184,8	177,5	164,5	161,6	148,2	140,6
Teruel	184,6	174,1	159,2	170,6	138,1	137,6	132,7	144,6	121,0
Toledo	184,1	177,7	177,0	167,5	141,0	145,0	142,4	140,3	126,1
Valencia	237,5	222,4	220,2	220,9	203,7	188,5	180,7	172,1	158,5
Valladolid	238,5	208,5	210,6	196,1	158,4	153,8	151,9	141,1	129,5
Vizcaya	255,0	254,6	242,7	242,7	225,1	198,8	182,0	165,0	157,7
Zamora	211,4	185,3	176,8	165,8	143,9	146,2	146,8	143,8	127,4
Zaragoza	233,8	225,3	204,4	191,0	176,4	167,2	161,5	154,4	141,4
España	233,6	224,3	218,2	208,6	188,7	181,0	173,7	161,6	149,8

Fuente: elaboración propia.

B.5 (VIII)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 40 a 65. Mujeres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	155,8	137,9	123,7	101,5	82,7	72,9	64,0	58,8	55,2
Albacete	151,6	128,5	122,6	113,5	86,2	80,9	68,5	64,6	51,3
Alicante	147,3	128,8	126,6	113,9	96,1	84,6	74,8	70,5	64,0
Almería	137,5	122,4	126,3	104,4	98,3	77,2	75,6	78,6	65,6
Asturias	134,2	119,5	115,7	105,0	89,6	78,9	72,1	66,6	60,0
Ávila	147,5	127,1	121,9	95,7	71,9	64,6	74,9	66,7	59,7
Badajoz	139,7	122,7	123,8	111,1	94,5	89,7	79,2	64,5	65,0
Baleares (Illes)	135,7	130,6	130,0	117,1	89,8	90,3	82,4	69,6	62,8
Barcelona	144,7	134,4	124,3	107,1	81,8	78,5	72,6	64,7	57,3
Burgos	152,6	140,3	128,2	107,0	79,6	72,7	66,9	64,6	51,9
Cáceres	148,3	130,4	120,2	106,0	95,0	83,5	77,0	63,9	60,4
Cádiz	157,2	145,5	140,2	131,2	113,4	94,7	92,9	81,7	71,1
Cantabria	133,7	126,0	118,2	97,7	86,0	77,6	68,3	63,6	59,3
Castellón	154,8	134,7	127,7	102,8	92,9	85,9	69,2	64,5	61,8
Ciudad Real	146,2	130,3	118,3	113,1	100,8	83,3	74,5	65,4	61,4
Córdoba	134,0	120,5	110,7	98,6	88,1	80,4	71,3	61,8	61,7
Coruña (A)	137,4	120,2	114,0	112,0	96,4	85,3	78,3	71,3	63,9
Cuenca	140,8	124,0	117,5	98,0	88,5	77,7	64,3	63,9	50,3
Girona	157,1	135,2	126,4	110,9	84,9	83,2	66,7	62,9	58,2
Granada	146,8	132,5	124,3	116,3	95,9	82,5	77,2	65,5	65,6
Guadalajara	151,4	134,5	117,8	94,1	82,6	78,4	74,5	57,0	51,7
Guipúzcoa	145,0	127,0	126,5	109,1	83,2	75,4	67,4	60,2	57,3
Huelva	146,5	138,5	124,6	111,9	104,1	88,2	75,7	80,0	66,4
Huesca	155,2	130,5	109,0	101,8	79,5	78,7	64,6	67,6	51,6
Jaén	132,0	121,6	118,1	100,9	88,8	80,1	71,6	67,7	61,4
León	171,2	140,9	125,9	114,5	95,9	82,5	71,0	62,0	57,7
Lleida	150,4	129,7	120,4	112,0	95,6	77,3	73,8	69,4	56,1
Lugo	148,8	132,0	121,8	112,7	89,8	84,9	84,2	68,2	65,5
Madrid	150,9	135,1	120,9	103,9	88,2	75,4	68,0	61,5	55,8
Málaga	144,3	143,5	135,6	124,8	105,9	97,5	84,6	75,9	69,0
Murcia	139,6	130,7	125,1	109,7	94,2	83,6	79,4	65,6	62,7
Navarra	132,6	117,6	110,8	104,2	80,8	74,3	63,7	59,5	51,9
Ourense	132,8	123,0	108,3	102,3	84,9	80,3	73,3	65,9	58,5
Palencia	168,7	146,4	134,4	118,0	98,9	84,9	82,3	58,9	60,8
Palmas (Las)	129,1	136,5	143,6	128,5	115,0	109,8	102,7	82,3	78,8
Pontevedra	125,8	125,3	119,8	113,8	93,8	83,2	81,4	67,4	62,7
Rioja (La)	147,1	137,1	128,2	107,4	81,7	79,9	69,0	56,2	54,4
Salamanca	153,7	129,7	116,1	96,9	79,1	74,0	72,9	57,4	57,8
Segovia	142,2	134,2	122,0	97,2	87,1	68,3	63,7	63,6	53,6
Sevilla	152,9	135,0	132,2	118,1	103,7	90,8	80,2	73,8	65,1
Soria	144,5	124,0	120,4	105,6	79,1	59,6	64,8	54,3	47,0
Sta C. Tenerife	125,1	118,3	114,9	113,9	104,6	89,7	84,1	76,0	70,7
Tarragona	158,5	141,9	130,2	117,1	88,3	75,2	72,1	63,5	60,9
Teruel	134,7	120,5	109,9	102,5	84,0	70,0	71,6	60,5	55,1
Toledo	137,2	132,7	118,5	96,8	83,7	76,7	69,8	63,5	57,0
Valencia	152,8	143,3	131,6	123,2	105,8	91,2	82,2	72,9	63,9
Valladolid	159,6	122,4	117,2	105,0	78,1	77,8	70,6	62,7	56,1
Vizcaya	138,4	132,4	122,9	109,3	91,2	81,1	70,6	62,7	63,7
Zamora	153,4	132,1	108,3	93,6	82,1	75,5	79,5	58,8	59,7
Zaragoza	150,3	133,3	118,6	104,0	86,6	79,5	70,3	60,9	56,7
España	145,2	131,6	123,0	109,7	91,5	82,0	74,7	66,7	60,9

Fuente: elaboración propia.

## B.5 (IX)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 65 a 85. Hombres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	822,0	802,6	792,4	783,8	721,9	681,0	675,4	646,0	596,3
Albacete	782,8	785,0	773,6	775,0	737,4	700,4	657,1	644,9	584,5
Alicante	831,2	826,5	827,4	812,2	776,4	738,1	702,8	676,7	638,2
Almería	827,0	809,7	835,4	801,7	750,2	720,5	701,9	682,7	666,9
Asturias	780,3	764,9	791,1	772,8	727,3	725,4	698,2	678,8	646,1
Ávila	806,4	761,6	748,2	730,1	618,0	600,3	590,3	579,8	553,1
Badajoz	813,7	800,7	802,1	784,5	763,6	740,3	719,4	687,7	656,3
Baleares (Illes)	798,8	795,8	823,0	798,8	717,8	745,8	711,8	668,9	646,9
Barcelona	817,3	814,6	810,2	772,9	690,6	701,4	684,1	659,3	627,2
Burgos	825,5	782,4	789,5	731,3	608,0	632,0	623,2	598,4	562,4
Cáceres	827,7	797,4	792,9	757,6	733,3	694,6	661,6	637,5	600,8
Cádiz	854,2	848,3	861,6	840,8	808,4	793,8	763,3	739,9	711,8
Cantabria	815,9	800,8	797,0	768,1	723,8	709,1	683,3	661,4	625,0
Castellón	827,7	814,4	813,1	777,8	723,7	708,8	693,5	650,8	634,7
Ciudad Real	826,6	795,5	802,7	785,5	731,1	722,0	708,7	665,8	629,7
Córdoba	795,4	795,2	818,2	783,0	748,0	731,8	702,8	667,5	640,9
Coruña (A)	787,9	778,6	779,3	761,7	725,1	707,0	677,5	656,2	614,1
Cuenca	779,8	776,1	762,2	745,9	691,8	633,9	589,5	587,9	553,0
Girona	846,7	826,4	815,0	799,7	747,6	681,8	664,8	634,0	611,7
Granada	834,0	819,5	811,5	790,5	748,6	737,0	699,5	680,6	663,5
Guadalajara	776,4	743,4	746,7	668,9	573,5	592,3	564,1	543,5	545,2
Guipúzcoa	841,4	814,3	832,6	791,1	735,9	726,7	699,4	659,5	631,2
Huelva	847,6	840,3	843,1	835,6	789,4	759,5	736,2	718,0	685,6
Huesca	791,6	785,3	719,0	714,0	614,3	638,6	599,2	599,2	583,7
Jaén	795,7	771,0	781,7	758,3	716,6	715,7	680,8	652,9	640,7
León	809,7	799,3	764,0	744,5	712,8	659,4	632,5	576,2	562,8
Lleida	826,6	816,5	798,0	765,1	665,5	649,4	651,6	637,8	592,1
Lugo	761,7	740,3	742,6	739,8	691,7	661,5	641,9	611,9	579,3
Madrid	803,2	800,6	785,2	762,1	723,5	689,7	677,9	639,3	613,5
Málaga	839,3	837,6	844,2	837,5	784,4	759,8	737,7	708,7	673,5
Murcia	794,8	788,3	825,3	796,3	763,8	730,6	712,2	672,8	647,0
Navarra	790,3	778,3	786,6	796,1	737,7	679,4	655,8	630,8	599,7
Ourense	770,2	758,9	737,6	731,2	661,9	650,1	621,1	600,7	562,9
Palencia	868,5	824,2	790,5	745,6	695,7	670,9	654,3	618,0	606,6
Palmas (Las)	741,8	757,0	807,7	763,0	733,1	734,2	719,4	682,3	675,0
Pontevedra	793,7	807,1	785,5	768,7	750,6	725,1	696,9	661,5	625,9
Rioja (La)	840,9	826,0	792,3	792,1	753,0	688,0	670,1	621,4	585,2
Salamanca	773,3	735,4	728,8	710,4	601,7	606,0	605,3	582,5	544,8
Segovia	775,2	764,7	762,6	714,8	670,3	612,0	572,6	547,8	537,9
Sevilla	839,7	830,7	835,5	824,5	805,4	772,2	748,6	722,2	693,5
Soria	792,0	764,2	689,0	673,3	651,4	581,8	551,8	544,7	503,8
Sta C. Tenerife	711,0	728,0	750,4	740,5	721,4	716,8	699,9	681,7	639,7
Tarragona	834,9	808,9	802,6	789,5	709,4	684,1	662,4	637,9	608,7
Teruel	800,8	765,7	749,0	696,2	676,4	618,4	583,2	573,4	559,4
Toledo	792,2	772,8	774,0	736,7	690,3	665,1	636,3	616,7	601,8
Valencia	837,6	826,1	825,3	815,6	780,0	753,5	721,7	699,6	664,9
Valladolid	824,3	798,6	758,6	762,8	665,5	650,2	640,4	624,8	604,7
Vizcaya	820,5	805,6	806,4	798,1	779,0	739,5	700,9	670,5	638,5
Zamora	833,7	796,3	742,0	722,9	676,7	630,5	630,2	561,7	528,6
Zaragoza	804,8	779,9	771,1	763,9	693,6	690,2	665,9	644,1	615,3
España	811,5	799,3	798,2	776,9	727,0	706,8	684,2	656,5	627,1

Fuente: elaboración propia.



B.5 (X)- Cociente de mortalidad entre las edades exactas 65 a 85. Mujeres.

	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
Álava	747,5	697,5	714,6	635,7	541,2	485,4	460,2	396,6	363,8
Albacete	727,5	687,3	704,6	683,9	627,2	583,9	521,8	470,5	406,7
Alicante	733,6	717,6	715,2	683,6	620,3	564,6	533,6	487,5	452,4
Almería	732,7	677,5	681,9	686,5	622,9	582,2	529,7	492,9	469,1
Asturias	687,4	650,1	657,3	636,4	574,1	539,1	495,4	455,3	415,7
Ávila	713,8	662,4	677,6	610,8	473,2	465,3	442,2	396,5	370,6
Badajoz	704,1	677,1	670,8	648,2	598,7	574,6	540,8	498,2	461,8
Baleares (Illes)	698,4	687,5	683,7	648,8	553,7	543,4	515,3	468,9	443,8
Barcelona	714,2	690,6	683,5	630,1	528,2	519,6	487,2	436,3	412,3
Burgos	772,2	715,1	690,3	622,7	475,0	480,3	433,2	375,2	343,0
Cáceres	706,9	682,2	649,1	624,3	576,5	546,8	493,1	468,1	415,8
Cádiz	748,8	736,1	702,0	701,4	644,2	614,4	587,0	549,4	517,6
Cantabria	689,1	653,9	643,4	616,7	529,4	496,6	461,6	431,8	394,4
Castellón	756,2	717,4	716,2	685,6	605,0	572,5	543,5	490,8	442,3
Ciudad Real	730,6	701,0	705,4	667,9	618,0	579,4	558,1	505,5	458,9
Córdoba	702,0	675,1	672,3	635,2	600,6	561,2	512,7	493,3	457,4
Coruña (A)	666,7	651,1	638,2	617,2	559,5	536,8	494,0	449,9	402,8
Cuenca	737,5	710,3	709,4	647,6	606,3	562,7	469,3	413,2	394,2
Girona	757,7	726,8	712,7	685,3	610,7	539,4	500,6	436,3	401,8
Granada	715,1	703,1	695,8	673,8	622,5	581,9	542,4	509,4	488,8
Guadalajara	722,9	650,4	726,1	615,2	496,9	474,9	427,8	389,3	352,3
Guipúzcoa	731,5	695,2	694,3	635,7	517,2	504,4	467,8	416,3	376,8
Huelva	704,5	698,2	704,9	656,5	621,2	580,4	547,8	518,7	505,0
Huesca	744,2	708,4	651,0	624,6	483,2	499,2	427,4	425,0	388,0
Jaén	701,9	677,2	676,5	664,7	613,2	581,4	544,7	493,0	461,7
León	772,2	725,0	679,1	631,6	569,3	507,9	451,4	401,3	355,9
Lleida	791,0	770,5	741,0	693,3	561,2	546,9	506,1	468,2	415,0
Lugo	720,5	695,2	690,0	653,5	584,6	540,0	496,1	437,6	397,8
Madrid	664,1	642,5	630,0	588,9	533,5	494,9	465,3	414,1	382,7
Málaga	727,8	702,6	712,7	689,7	626,4	592,9	564,7	525,6	494,6
Murcia	709,9	702,0	697,7	666,9	623,9	587,4	550,0	499,0	468,0
Navarra	708,6	657,3	670,4	645,7	558,4	502,5	441,0	402,5	367,6
Ourense	706,2	689,8	677,7	622,2	544,9	488,7	457,8	415,0	375,3
Palencia	772,8	707,5	694,4	640,2	553,6	497,6	449,1	397,1	377,3
Palmas (Las)	649,1	670,4	709,3	681,6	613,8	590,5	546,9	505,8	496,1
Pontevedra	703,1	676,1	670,2	637,0	586,1	533,3	496,3	453,9	401,6
Rioja (La)	720,7	690,8	697,3	671,6	586,4	522,1	474,6	424,6	364,2
Salamanca	679,4	647,3	632,6	571,7	469,5	474,7	447,3	401,1	365,2
Segovia	684,4	643,0	629,3	588,7	542,8	453,6	422,6	375,1	352,6
Sevilla	724,4	701,6	704,3	666,6	634,8	592,5	558,7	525,9	502,5
Soria	689,1	680,8	664,0	578,0	472,3	446,8	386,1	335,2	307,8
Sta C. Tenerife	643,2	662,5	668,0	641,0	585,7	554,8	516,4	488,0	458,6
Tarragona	759,3	740,2	726,5	696,7	593,6	554,3	509,7	470,3	429,1
Teruel	723,1	662,1	630,1	620,5	523,6	497,3	436,2	432,2	377,0
Toledo	722,1	669,5	681,5	644,5	576,5	531,4	481,9	451,4	437,9
Valencia	735,2	710,6	714,4	690,9	639,7	595,2	549,2	502,7	467,5
Valladolid	720,1	675,7	641,0	593,4	472,4	458,1	456,0	410,7	381,7
Vizcaya	704,5	667,1	657,5	629,0	567,7	514,1	471,8	426,1	389,4
Zamora	757,1	710,6	649,1	594,8	547,0	489,4	464,2	402,7	358,8
Zaragoza	710,3	669,3	654,7	625,3	550,0	532,5	490,9	438,4	409,7
España	713,9	686,4	679,8	643,6	573,8	539,3	501,1	456,3	423,2

Fuente: elaboración propia.

B.6 (I)- Mapificación del índice estandarizado por sexo y causa 1960-62 y 1970-72.

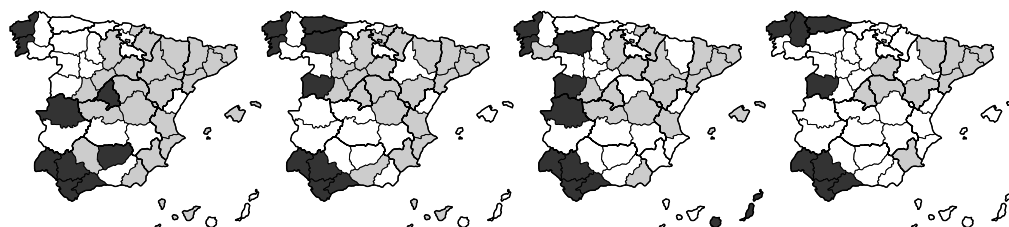
Hombres 1960

Hombres 1970

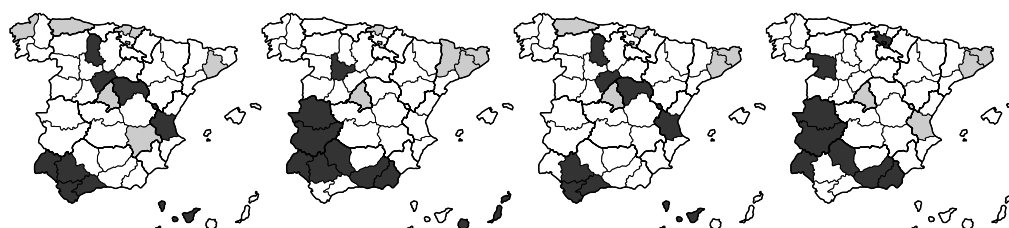
Mujeres 1960

Mujeres 1970

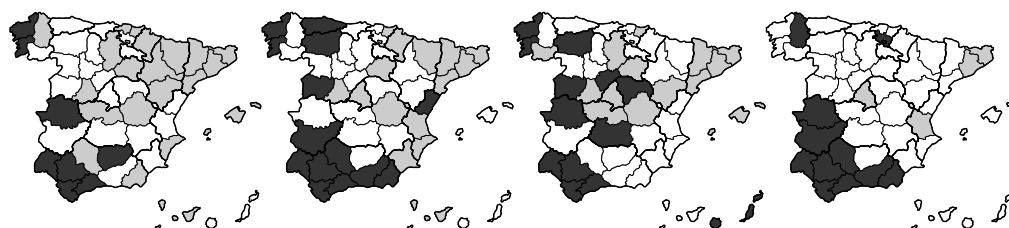
Tuberculosis



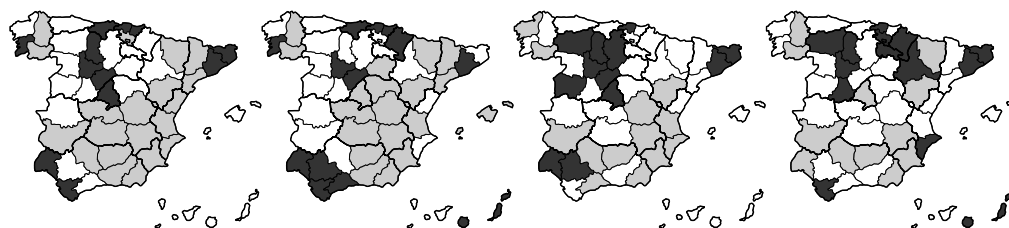
Otras enfermedades infecciosas



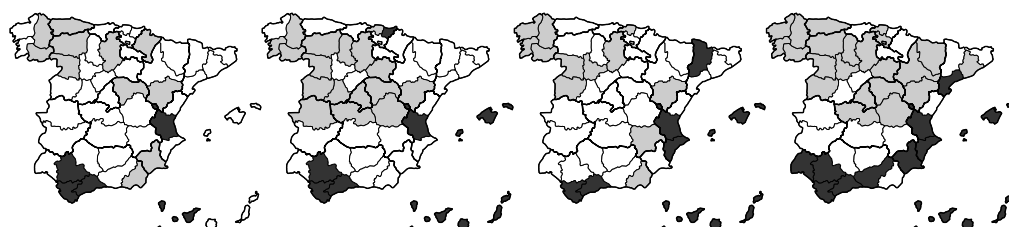
Infecciosas



Tumores

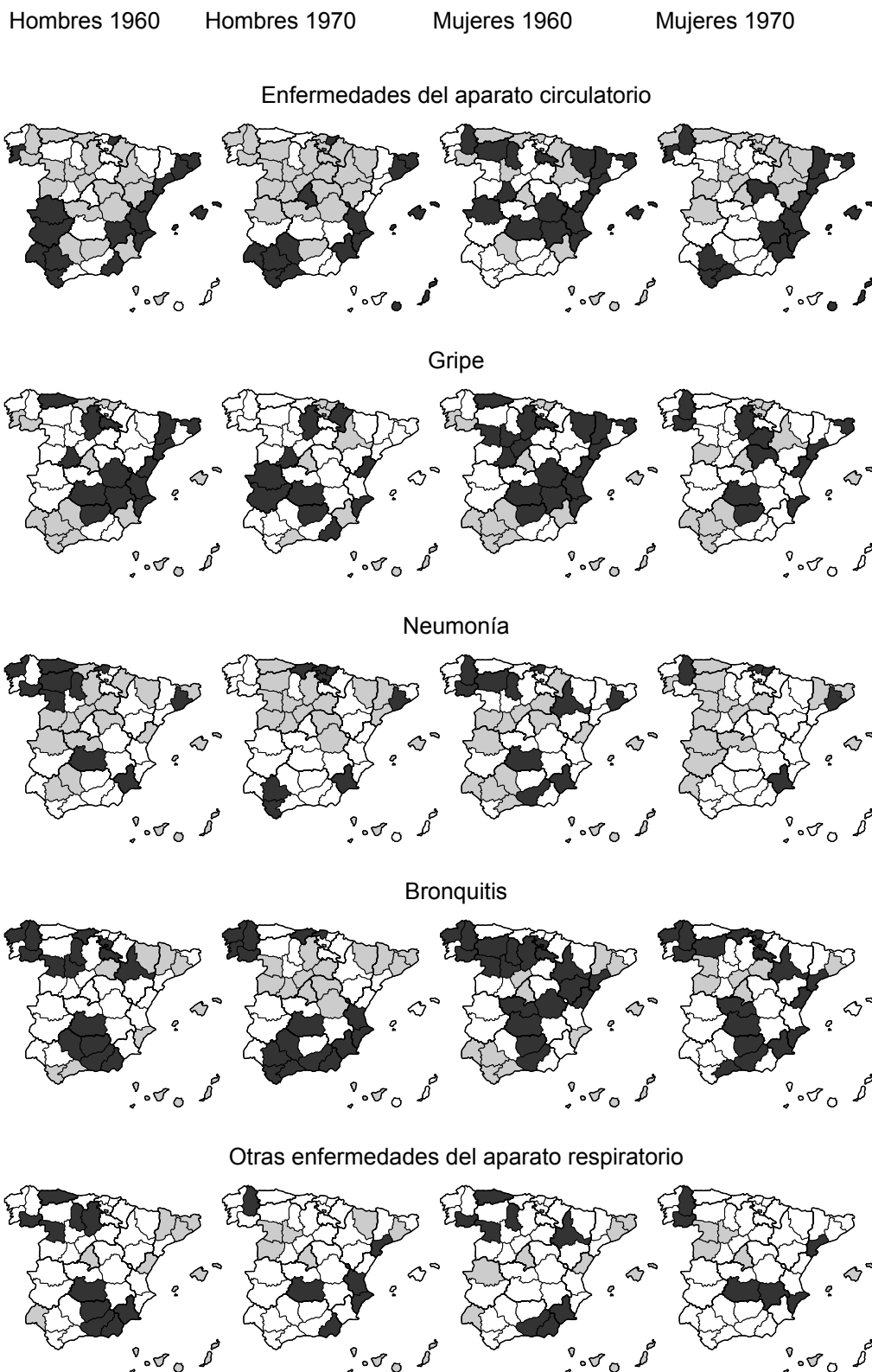


Diabetes



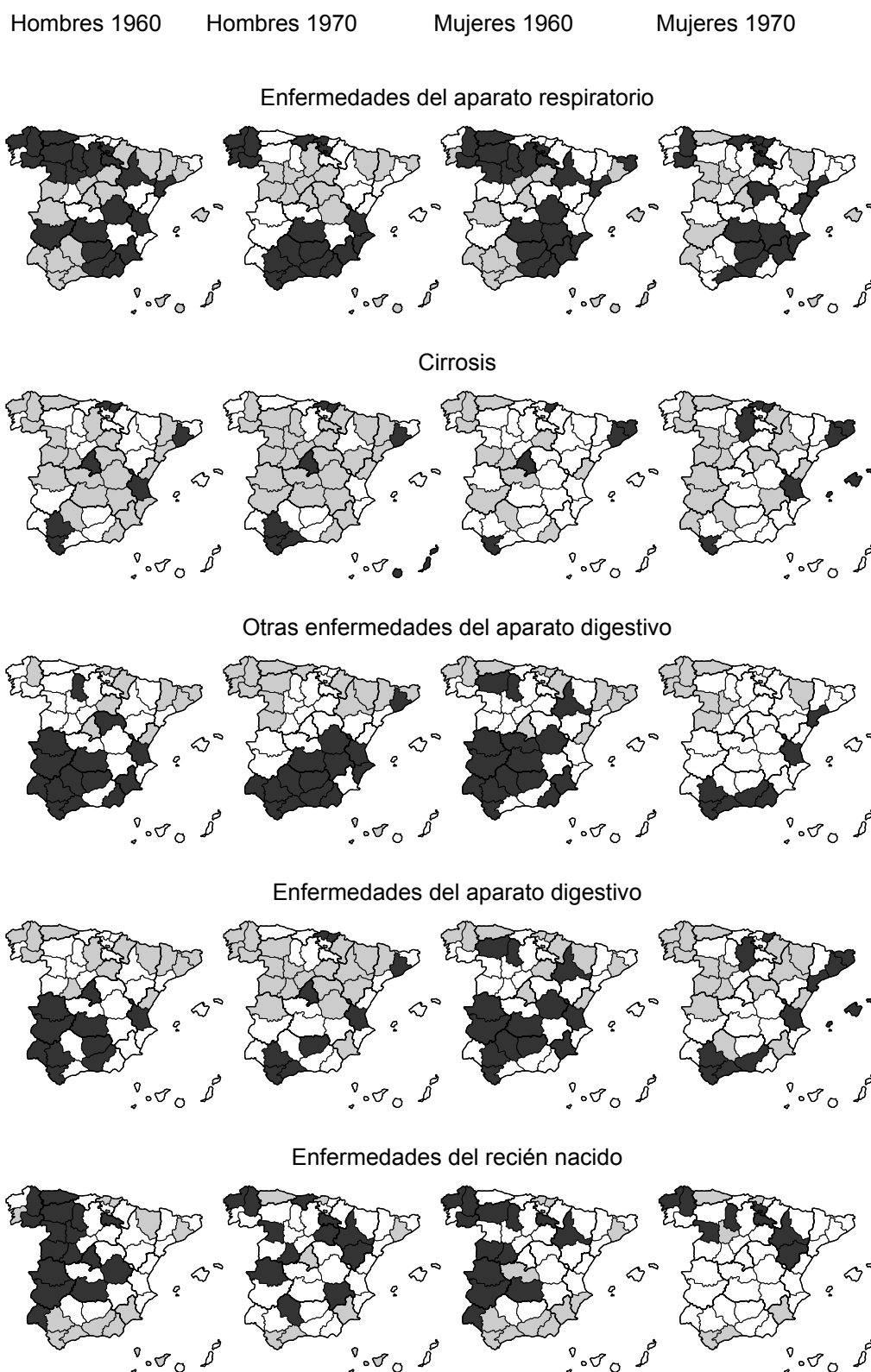
Nota: en oscuro provincias con mortalidad superior a España, en claro provincias con mortalidad inferior y en blanco ausencia de diferencias significativas con España.

B.6 (II)- Mapificación del índice estandarizado por sexo y causa 1960-62 y 1970-72.



Nota: en oscuro provincias con mortalidad superior a España, en claro provincias con mortalidad inferior y en blanco ausencia de diferencias significativas con España.

B.6(III)- Mapificación del índice estandarizado por sexo y causa 1960-62 y 1970-72.



Nota: en oscuro provincias con mortalidad superior a España, en claro provincias con mortalidad inferior y en blanco ausencia de diferencias significativas con España.

B.6 (IV)- Mapificación del índice estandarizado por sexo y causa 1960-62 y 1970-72.



Nota: en oscuro provincias con mortalidad superior a España, en claro provincias con mortalidad inferior y en blanco ausencia de diferencias significativas con España.

## B.7 – Posición de las provincias en los factores socioeconómicos en 1960 y 1970.

	1960		1970	
	Factor desarrollo	Factor privación	Factor desarrollo	Factor privación
Álava	0,661	-1,713	1,581	-1,373
Albacete	-0,052	1,177	-0,146	0,783
Alicante	1,537	0,071	1,562	0,280
Almería	-0,655	0,711	-0,621	0,675
Asturias	-0,788	-1,555	-0,244	-1,228
Ávila	-1,483	-0,307	-1,438	-0,454
Badajoz	-0,186	1,826	-0,668	1,739
Baleares (Illes)	0,967	-0,197	0,534	-0,615
Barcelona	2,436	-0,690	1,791	-0,462
Burgos	-0,570	-0,624	-0,272	-0,908
Cáceres	-0,443	1,194	-0,577	1,119
Cádiz	0,466	1,213	0,277	0,994
Cantabria	-0,488	-1,432	-0,464	-1,594
Castellón	0,657	0,169	1,280	0,567
Ciudad Real	-0,289	0,967	-0,375	1,358
Córdoba	0,054	1,847	-0,579	1,282
Coruña (A)	-1,257	-0,762	-1,107	-1,013
Cuenca	-2,045	-0,136	-1,301	0,208
Girona	1,648	-0,590	1,490	-0,838
Granada	-0,382	1,111	-0,800	0,780
Guadalajara	-0,975	-0,230	-0,615	-0,267
Guipúzcoa	1,731	-1,505	1,539	-1,137
Huelva	0,259	1,092	0,548	2,702
Huesca	-0,226	-0,669	0,072	-0,420
Jaén	0,455	2,394	-0,694	1,403
León	-0,551	-0,824	-1,442	-1,577
Lleida	-0,061	-0,604	0,627	-0,374
Lugo	-1,892	-0,432	-2,538	-0,839
Madrid	1,195	-1,225	0,903	-1,013
Málaga	0,228	1,405	0,127	1,223
Murcia	0,914	1,292	0,816	1,477
Navarra	0,369	-0,896	0,948	-0,494
Ourense	-1,795	-0,277	-1,238	0,443
Palencia	-0,720	-0,846	-0,249	-0,521
Palmas (Las)	0,931	0,871	0,208	0,138
Pontevedra	-0,842	-0,278	-0,252	0,236
Rioja (La)	0,533	-0,450	0,897	-0,707
Salamanca	-0,426	0,158	-0,511	0,011
Segovia	-0,492	-0,337	-0,950	-1,080
Sevilla	1,020	1,736	0,796	1,781
Soria	-0,890	-0,177	-1,013	-0,810
Sta C. Tenerife	0,158	0,465	0,054	0,496
Tarragona	0,969	-0,203	1,127	0,022
Teruel	-0,795	0,013	-0,725	-0,174
Toledo	-0,681	0,379	0,036	1,099
Valencia	1,405	-0,206	1,271	-0,211
Valladolid	-0,172	-0,395	0,373	-0,345
Vizcaya	1,217	-1,740	1,196	-1,148
Zamora	-1,251	-0,175	-1,857	-0,668
Zaragoza	0,597	-0,615	0,622	-0,547

Fuente: elaboración propia.

B.8 – Espacios de mortalidad por causa. 1986-1991-1996-2001.

	Hombres		Mujeres	
	Favorable	Desfavorable	Favorables	Desfavorable
Álava	3	1	4	1
Albacete	5	1	3	1
Alicante	1	2	0	2
Almería	3	4	0	4
Asturias	1	7	3	2
Ávila	8	0	5	0
Badajoz	3	4	2	3
Balears (Illes)	2	2	1	2
Barcelona	6	4	7	3
Burgos	8	2	6	1
Cáceres	5	1	3	1
Cádiz	1	9	2	6
Cantabria	3	1	4	1
Castellón	2	3	1	4
Ciudad Real	3	4	2	4
Córdoba	4	4	4	4
Coruña (A)	3	4	2	5
Cuenca	9	0	5	1
Girona	3	2	4	4
Granada	1	5	2	6
Guadalajara	11	0	6	0
Guipúzcoa	1	3	5	0
Huelva	0	4	0	4
Huesca	7	0	5	0
Jaén	7	6	5	5
León	7	2	5	1
Lleida	5	2	1	0
Lugo	7	3	5	5
Madrid	7	3	6	1
Málaga	1	9	1	8
Murcia	2	3	0	4
Navarra	4	1	6	0
Ourense	7	1	5	0
Palencia	1	1	3	1
Palmas (Las)	2	7	1	6
Pontevedra	2	5	3	3
Rioja (La)	3	1	2	0
Salamanca	10	0	9	0
Segovia	9	1	6	1
Sevilla	2	10	3	8
Soria	11	1	6	0
Sta C. Tenerife	3	4	3	3
Tarragona	7	1	2	1
Teruel	10	0	6	0
Toledo	7	0	2	1
Valencia	1	8	1	7
Valladolid	7	1	4	1
Vizcaya	2	6	3	1
Zamora	10	0	6	0
Zaragoza	3	0	3	0

Nota: número de causas con mortalidad inferior (espacio favorable) o superior (espacio desfavorable) a la de España en tres o en cuatro de los periodos. Se ha eliminado el grupo de "resto de causas naturales" y el de "mal definidas", por tanto el valor máximo en cualquier de los dos espacios es de 18 causas de muerte.

Fuente: elaboración propia.

## B.9 (I)- Contribución relativa edad-causa a los diferenciales interprovinciales de esperanza de vida al nacer en 1985-1987.

	Edad o grupo de edad								Total causa
	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	
HOMBRES									
SIDA									2,8%
Otras infecciosas									3,4%
Tum. esófago-estómago							1,0%		3,5%
Otros tum. digestivos							1,1%		5,9%
Cáncer pulmón					1,3%	1,6%	2,2%		8,3%
Cancer mama									2,4%
Otros tumores					1,5%	1,6%	2,2%		8,7%
Diabetes									8,4%
Enf isquémicas					1,6%	1,9%	3,1%	1,2%	7,7%
Enf cerebrovasculares						1,0%	2,9%	2,4%	8,3%
Otras ap. circulatorio							2,1%	1,9%	4,3%
Apar. respiratorio						1,0%	2,8%	1,6%	3,4%
Cirrosis					1,3%	1,0%	1,0%		4,0%
Otras ap. digestivo									4,9%
Perinatales-congénitas	2,9%								6,9%
Resto causas naturales									3,1%
Accidentes tráfico		1,0%	1,8%	1,8%	1,1%				6,6%
Suicidios									6,6%
Resto causas externas			1,3%	1,5%	1,1%				6,6%
Mal definidas							1,3%	1,3%	6,6%
Total edad	7,0%	6,7%	7,2%	11,6%	15,9%	14,6%	24,2%	12,8%	100,0%
MUJERES									
SIDA									2,8%
Otras infecciosas									2,9%
Tum. esófago-estómago									3,9%
Otros tum. digestivos							1,1%		1,6%
Cáncer pulmón									3,8%
Cancer mama					1,2%				7,1%
Otros tumores					1,3%	1,1%	1,6%		4,4%
Diabetes							2,0%		7,4%
Enf isquémicas						1,0%	2,7%	2,4%	13,3%
Enf cerebrovasculares							4,5%	5,6%	10,7%
Otras ap. circulatorio							2,7%	4,6%	6,5%
Apar. respiratorio							1,5%	1,8%	3,4%
Cirrosis									3,3%
Otras ap. digestivo									4,4%
Perinatales-congénitas	3,0%								6,0%
Resto causas naturales							1,1%	1,3%	4,3%
Accidentes tráfico			1,0%						2,0%
Suicidios									4,1%
Resto causas externas									7,7%
Mal definidas							1,5%	2,9%	7,7%
Total edad	6,9%	7,2%	5,4%	9,3%	12,5%	10,7%	24,2%	23,8%	100,0%

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variabilidad interprovincial en la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.



B.9 (II)- Contribución relativa edad-causa a los diferenciales interprovinciales de esperanza de vida al nacer en 1990-1992.

	Edad o grupo de edad								Total causa
	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	
<b>HOMBRES</b>									
SIDA			3,1%						4,7%
Otras infecciosas									2,7%
Tum. esófago-estómago									3,1%
Otros tum. digestivos							1,3%		3,8%
Cáncer pulmón					1,4%	1,9%	2,3%		6,4%
Cancer mama									
Otros tumores					1,7%	1,5%	2,1%		8,2%
Diabetes									2,0%
Enf isquémicas					1,4%	1,7%	3,2%	1,1%	8,2%
Enf cerebrovasculares							2,4%	2,0%	6,9%
Otras ap. circulatorio							2,2%	2,0%	7,7%
Apar. respiratorio							2,7%	1,6%	7,8%
Cirrosis					1,2%				3,9%
Otras ap. digestivo									3,0%
Perinatales-congénitas	2,6%								3,9%
Resto causas naturales							1,0%		5,4%
Accidentes tráfico			2,5%	2,0%	1,2%				7,7%
Suicidios									3,0%
Resto causas externas		1,1%	1,1%	1,6%					6,2%
Mal definidas									5,4%
<b>Total edad</b>	<b>5,9%</b>	<b>6,5%</b>	<b>7,8%</b>	<b>15,0%</b>	<b>15,9%</b>	<b>13,7%</b>	<b>22,9%</b>	<b>12,3%</b>	<b>100,0%</b>
<b>MUJERES</b>									
SIDA			1,1%						2,0%
Otras infecciosas									2,8%
Tum. esófago-estómago									2,7%
Otros tum. digestivos							1,2%		4,1%
Cáncer pulmón									1,7%
Cancer mama					1,5%				4,5%
Otros tumores					1,5%		1,4%		7,0%
Diabetes							1,8%	1,1%	4,0%
Enf isquémicas						1,0%	3,1%	2,5%	7,6%
Enf cerebrovasculares							3,8%	5,7%	12,2%
Otras ap. circulatorio							2,6%	4,8%	10,6%
Apar. respiratorio							1,3%	1,4%	5,6%
Cirrosis									3,1%
Otras ap. digestivo									3,6%
Perinatales-congénitas	2,9%								4,5%
Resto causas naturales							1,5%	2,0%	7,2%
Accidentes tráfico			1,1%						4,5%
Suicidios									2,1%
Resto causas externas									4,3%
Mal definidas								2,6%	6,0%
<b>Total edad</b>	<b>6,4%</b>	<b>7,0%</b>	<b>5,1%</b>	<b>10,3%</b>	<b>13,1%</b>	<b>10,0%</b>	<b>23,4%</b>	<b>24,6%</b>	<b>100,0%</b>

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variabilidad interprovincial en la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

B.9 (III)- Contribución relativa edad-causa a los diferenciales interprovinciales de esperanza de vida al nacer en 1995-1997.

	Edad o grupo de edad								Total causa
	0	1-14	15-24	25-39	40-54	55-64	65-79	80+	
<b>HOMBRES</b>									
SIDA				4,8%	1,1%				7,0%
Otras infecciosas									2,7%
Tum. esófago-estómago									3,2%
Otros tum. digestivos							1,3%		3,9%
Cáncer pulmón					1,3%	1,6%	2,5%		6,5%
Cancer mama									
Otros tumores					1,6%	1,4%	2,1%		8,3%
Diabetes									2,0%
Enf isquémicas					1,5%	1,7%	3,2%	1,5%	8,6%
Enf cerebrovasculares							2,0%	1,8%	6,2%
Otras ap. circulatorio							1,9%	1,7%	6,7%
Apar. respiratorio						1,0%	2,5%	1,9%	7,8%
Cirrosis					1,0%				3,7%
Otras ap. digestivo									2,9%
Perinatales-congénitas	2,6%								4,1%
Resto causas naturales							1,1%	1,3%	5,7%
Accidentes tráfico			2,0%	1,8%	1,1%				7,0%
Suicidios									3,2%
Resto causas externas				1,7%					5,9%
Mal definidas									4,5%
<b>Total edad</b>	<b>5,2%</b>	<b>6,4%</b>	<b>6,5%</b>	<b>16,1%</b>	<b>16,4%</b>	<b>13,7%</b>	<b>22,3%</b>	<b>13,3%</b>	<b>100,0%</b>
<b>MUJERES</b>									
SIDA				1,9%					3,1%
Otras infecciosas									3,0%
Tum. esófago-estómago									2,5%
Otros tum. digestivos							1,2%		4,1%
Cáncer pulmón									1,8%
Cancer mama					1,3%				4,1%
Otros tumores					1,5%	1,1%	1,5%		7,5%
Diabetes							1,6%	1,3%	3,8%
Enf isquémicas						1,0%	3,3%	3,1%	8,3%
Enf cerebrovasculares							3,0%	6,1%	11,4%
Otras ap. circulatorio							2,6%	5,0%	10,6%
Apar. respiratorio							1,3%	1,6%	5,2%
Cirrosis							1,0%		2,8%
Otras ap. digestivo								1,1%	3,5%
Perinatales-congénitas	2,5%								4,3%
Resto causas naturales							1,7%	3,1%	8,7%
Accidentes tráfico									4,2%
Suicidios									2,2%
Resto causas externas									4,0%
Mal definidas								1,9%	4,8%
<b>Total edad</b>	<b>5,5%</b>	<b>6,9%</b>	<b>4,6%</b>	<b>10,2%</b>	<b>12,5%</b>	<b>10,3%</b>	<b>22,4%</b>	<b>27,7%</b>	<b>100,0%</b>

Nota: Sólo se muestran las combinaciones edad-causa que explican más de un 1 por ciento de la variabilidad interprovincial en la esperanza de vida al nacer.

Fuente: elaboración propia.

B.10 (I)- Tasa estandarizada de mortalidad evitable y mortalidad total. 2000-2002.  
Hombres. Por diez mil.

	Evitable tratable	Evitable prevenible	Evitable total	Resto causas	Total causas
Álava	8,0	9,0	16,9	92,4	109,4
Albacete	8,1	9,1	17,2	91,7	108,9
Alicante	10,8	10,9	21,7	100,7	122,4
Almería	10,1	12,7	22,8	106,8	129,6
Asturias	10,5	12,4	22,8	102,3	125,1
Ávila	8,9	9,4	18,2	84,6	102,8
Badajoz	11,4	10,0	21,4	106,6	128,1
Baleares (Illes)	9,5	10,7	20,2	102,0	122,2
Barcelona	9,0	10,8	19,8	98,5	118,3
Burgos	8,1	10,6	18,7	85,3	104,0
Cáceres	10,2	9,6	19,8	92,8	112,6
Cádiz	12,6	11,9	24,6	117,0	141,6
Cantabria	8,9	9,6	18,5	100,5	119,0
Castellón	10,0	11,6	21,6	99,5	121,1
Ciudad Real	9,6	10,3	19,8	97,2	117,0
Córdoba	10,3	11,0	21,4	101,3	122,7
Coruña (A)	9,3	11,7	21,0	95,8	116,8
Cuenca	7,8	8,5	16,3	83,0	99,3
Girona	8,4	11,0	19,4	94,6	114,0
Granada	10,9	11,1	22,0	104,1	126,1
Guadalajara	7,4	7,8	15,1	81,3	96,4
Guipúzcoa	9,6	10,2	19,7	100,3	120,1
Huelva	12,3	10,8	23,1	112,7	135,8
Huesca	8,3	10,5	18,8	87,9	106,7
Jaén	10,5	11,6	22,1	100,4	122,5
León	8,3	11,9	20,1	85,8	105,9
Lleida	8,5	12,5	21,0	91,6	112,6
Lugo	9,9	13,0	22,9	90,6	113,6
Madrid	8,3	8,5	16,8	95,9	112,7
Málaga	11,8	11,4	23,3	106,5	129,8
Murcia	10,5	11,4	21,9	102,7	124,6
Navarra	8,4	10,0	18,4	91,0	109,4
Ourense	9,3	11,0	20,3	85,4	105,7
Palencia	9,5	10,6	20,1	94,8	114,9
Palmas (Las)	12,7	11,7	24,4	110,6	135,1
Pontevedra	9,1	11,4	20,5	99,5	120,0
Rioja (La)	8,6	11,3	19,9	89,2	109,1
Salamanca	8,6	8,9	17,5	81,7	99,2
Segovia	6,8	10,9	17,7	81,5	99,2
Sevilla	12,8	10,8	23,6	113,8	137,4
Soria	7,3	9,6	16,9	75,0	91,9
Sta C. Tenerife	11,5	9,7	21,1	102,4	123,6
Tarragona	9,1	11,5	20,6	93,3	113,8
Teruel	8,4	9,2	17,6	81,1	98,7
Toledo	8,2	9,0	17,2	92,9	110,1
Valencia	10,8	11,0	21,8	107,0	128,8
Valladolid	8,5	9,4	17,9	94,7	112,6
Vizcaya	9,8	10,3	20,1	101,8	121,8
Zamora	7,8	9,0	16,9	79,8	96,7
Zaragoza	9,5	9,6	19,1	96,2	115,3
España	7,1	10,5	17,6	95,8	118,8

Nota: tasas estandarizadas usando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.  
Fuente: elaboración propia.

B.10 (II)- Tasa estandarizada de mortalidad evitable y mortalidad total. 2000-2002.  
Mujeres. Por diez mil.

	Evitable tratable	Evitable prevenible	Evitable total	Resto causas	Total causas
Álava	5,7	2,6	8,4	51,8	60,1
Albacete	6,3	2,2	8,5	59,3	67,7
Alicante	7,3	3,0	10,3	64,2	74,5
Almería	8,1	3,0	11,1	68,0	79,1
Asturias	6,6	3,0	9,5	59,5	69,0
Ávila	6,5	2,2	8,8	52,6	61,4
Badajoz	8,0	1,7	9,8	64,9	74,7
Baleares (Illes)	7,3	3,0	10,3	63,6	73,9
Barcelona	6,1	3,4	9,5	57,9	67,4
Burgos	5,4	2,8	8,2	48,8	56,9
Cáceres	7,2	2,2	9,4	60,6	70,0
Cádiz	9,2	2,3	11,5	73,5	85,0
Cantabria	5,5	2,5	8,0	56,4	64,3
Castellón	7,0	3,0	10,0	65,5	75,5
Ciudad Real	8,0	2,3	10,2	66,3	76,6
Córdoba	7,5	2,4	9,8	65,0	74,8
Coruña (A)	6,7	3,0	9,7	57,3	67,0
Cuenca	5,6	1,8	7,4	56,3	63,7
Girona	6,4	3,4	9,7	57,0	66,7
Granada	7,4	3,0	10,4	69,0	79,4
Guadalajara	5,3	1,9	7,2	51,0	58,2
Guipúzcoa	5,5	3,0	8,5	53,5	62,0
Huelva	8,7	1,9	10,5	72,9	83,4
Huesca	6,6	2,6	9,1	52,9	62,0
Jaén	6,9	2,6	9,5	66,0	75,5
León	5,7	2,8	8,6	50,4	59,0
Lleida	6,2	3,5	9,6	57,8	67,4
Lugo	6,7	3,3	10,0	56,2	66,2
Madrid	5,7	2,5	8,2	54,4	62,6
Málaga	8,0	2,8	10,8	70,7	81,5
Murcia	7,5	2,9	10,4	67,0	77,3
Navarra	5,3	2,3	7,6	51,9	59,6
Ourense	5,8	3,2	9,0	52,6	61,6
Palencia	6,8	2,8	9,7	52,7	62,4
Palmas (Las)	8,6	2,9	11,5	70,5	81,9
Pontevedra	6,0	3,1	9,1	58,1	67,2
Rioja (La)	5,4	2,6	8,0	52,9	60,8
Salamanca	6,2	2,4	8,7	51,5	60,2
Segovia	5,1	1,7	6,9	49,5	56,3
Sevilla	8,7	2,1	10,8	70,8	81,6
Soria	3,9	2,2	6,1	45,0	51,1
Sta C. Tenerife	7,7	2,7	10,4	64,6	75,0
Tarragona	6,5	3,6	10,1	60,7	70,8
Teruel	6,0	2,1	8,0	52,0	60,0
Toledo	6,4	2,0	8,4	62,2	70,5
Valencia	7,1	3,1	10,2	66,8	77,0
Valladolid	6,1	2,7	8,7	54,9	63,6
Vizcaya	6,3	3,0	9,2	55,8	65,0
Zamora	6,3	2,5	8,9	51,1	59,9
Zaragoza	6,7	2,5	9,2	57,9	67,1
España	6,0	2,8	8,8	59,2	69,4

Nota: tasas estandarizadas usando como población tipo la de España, ambos sexos, a 1 de enero de 2005.

Fuente: elaboración propia.

B.11 (I)- Ganancia de esperanza de vida al nacer por eliminación de las causas de muerte evitables. 2000-2002. Hombres.

	E <sub>0</sub> todas las causas	E <sub>0</sub> eliminando evitables	Ganancia absoluta	Ganancia relativa
Álava	77,37	79,25	1,88	2,43%
Albacete	77,38	79,28	1,89	2,45%
Alicante	75,71	77,93	2,22	2,93%
Almería	74,92	77,55	2,63	3,51%
Asturias	75,42	77,79	2,37	3,15%
Ávila	77,35	79,42	2,06	2,67%
Badajoz	75,29	77,28	1,99	2,64%
Balears (Illes)	75,69	77,96	2,27	3,00%
Barcelona	76,36	78,49	2,13	2,79%
Burgos	77,52	79,86	2,34	3,02%
Cáceres	76,67	78,70	2,03	2,65%
Cádiz	74,35	76,53	2,18	2,94%
Cantabria	76,09	78,14	2,04	2,68%
Castellón	76,01	78,41	2,40	3,15%
Ciudad Real	76,55	78,66	2,11	2,76%
Córdoba	75,96	78,11	2,16	2,84%
Coruña (A)	75,99	78,46	2,47	3,26%
Cuenca	78,37	80,28	1,91	2,43%
Girona	76,58	78,94	2,36	3,08%
Granada	75,47	77,63	2,15	2,85%
Guadalajara	78,61	80,50	1,89	2,40%
Guipúzcoa	76,27	78,33	2,06	2,70%
Huelva	74,87	76,99	2,11	2,82%
Huesca	77,36	79,66	2,29	2,96%
Jaén	75,73	77,98	2,26	2,98%
León	77,09	79,70	2,62	3,39%
Lleida	76,70	79,31	2,61	3,40%
Lugo	75,99	78,74	2,75	3,62%
Madrid	77,01	78,79	1,77	2,30%
Málaga	75,06	77,26	2,20	2,93%
Murcia	75,54	77,86	2,33	3,08%
Navarra	77,29	79,38	2,10	2,71%
Ourense	77,15	79,54	2,39	3,10%
Palencia	76,19	78,44	2,26	2,96%
Palmas (Las)	74,04	76,28	2,24	3,03%
Pontevedra	75,79	78,25	2,47	3,25%
Rioja (La)	76,99	79,46	2,47	3,21%
Salamanca	78,12	80,17	2,05	2,62%
Segovia	78,12	80,56	2,45	3,13%
Sevilla	74,71	76,76	2,05	2,75%
Soria	78,78	81,11	2,32	2,95%
Sta C. Tenerife	75,42	77,29	1,87	2,47%
Tarragona	76,44	78,87	2,44	3,19%
Teruel	78,23	80,35	2,12	2,71%
Toledo	77,45	79,35	1,90	2,45%
Valencia	75,36	77,58	2,21	2,94%
Valladolid	77,02	78,97	1,96	2,54%
Vizcaya	76,02	78,10	2,08	2,73%
Zamora	78,53	80,63	2,09	2,67%
Zaragoza	76,63	78,67	2,04	2,67%
España	76,13	78,28	2,15	2,83%

Fuente: elaboración propia.

## B.11 (II)- Ganancia de esperanza de vida al nacer por eliminación de las causas de muerte evitables. 2000-2002. Mujeres.

	E <sub>0</sub> todas las causas	E <sub>0</sub> eliminando evitables	Ganancia absoluta	Ganancia relativa
Álava	84,55	85,21	0,65	0,77%
Albacete	83,44	83,96	0,53	0,63%
Alicante	82,37	83,09	0,72	0,88%
Almería	81,64	82,40	0,76	0,93%
Asturias	83,13	83,85	0,71	0,86%
Ávila	84,32	84,91	0,59	0,70%
Badajoz	82,44	82,84	0,40	0,49%
Balears (Illes)	82,45	83,17	0,73	0,88%
Barcelona	83,45	84,24	0,79	0,95%
Burgos	84,97	85,73	0,76	0,90%
Cáceres	83,00	83,56	0,56	0,67%
Cádiz	81,07	81,59	0,52	0,64%
Cantabria	83,93	84,55	0,62	0,74%
Castellón	82,30	83,03	0,73	0,89%
Ciudad Real	82,25	82,74	0,49	0,59%
Córdoba	82,37	82,92	0,55	0,66%
Coruña (A)	83,31	84,05	0,73	0,88%
Cuenca	84,04	84,50	0,45	0,54%
Girona	83,30	84,18	0,88	1,05%
Granada	81,90	82,54	0,64	0,78%
Guadalajara	84,94	85,42	0,48	0,56%
Guipúzcoa	84,20	84,96	0,76	0,90%
Huelva	81,50	81,90	0,41	0,50%
Huesca	84,04	84,69	0,65	0,77%
Jaén	82,37	82,97	0,60	0,73%
León	84,56	85,32	0,77	0,91%
Lleida	83,25	84,20	0,95	1,14%
Lugo	83,20	84,12	0,91	1,10%
Madrid	84,12	84,74	0,62	0,73%
Málaga	81,49	82,13	0,64	0,78%
Murcia	82,02	82,68	0,66	0,80%
Navarra	84,73	85,34	0,61	0,72%
Ourense	84,03	84,94	0,91	1,09%
Palencia	83,89	84,63	0,74	0,88%
Palmas (Las)	81,20	81,89	0,69	0,85%
Pontevedra	83,23	84,04	0,81	0,97%
Rioja (La)	84,43	85,06	0,63	0,74%
Salamanca	84,34	85,02	0,68	0,81%
Segovia	85,36	85,91	0,54	0,63%
Sevilla	81,63	82,09	0,46	0,57%
Soria	85,99	86,58	0,58	0,68%
Sta C. Tenerife	82,05	82,69	0,63	0,77%
Tarragona	82,80	83,62	0,82	0,99%
Teruel	84,39	84,92	0,53	0,63%
Toledo	83,16	83,64	0,48	0,58%
Valencia	82,17	82,91	0,74	0,90%
Valladolid	84,08	84,75	0,66	0,79%
Vizcaya	83,60	84,35	0,74	0,89%
Zamora	84,39	85,03	0,64	0,76%
Zaragoza	83,45	84,07	0,62	0,75%
España	83,06	83,73	0,67	0,81%

Fuente: elaboración propia.

C.1- Proyección de la esperanza de vida al nacer por sexo. España. 2005-2051.

	Hombres			Mujeres		
	Agotamiento	Tendencial	Profundización	Agotamiento	Tendencial	Profundización
2005	77,17	77,34	77,47	83,87	83,93	84,05
2006	77,36	77,55	77,72	84,05	84,07	84,27
2007	77,53	77,76	77,97	84,21	84,24	84,48
2008	77,71	77,97	78,21	84,34	84,42	84,69
2009	77,87	78,17	78,45	84,46	84,59	84,89
2010	78,03	78,37	78,70	84,58	84,76	85,09
2011	78,19	78,57	78,94	84,68	84,93	85,29
2012	78,34	78,76	79,18	84,78	85,09	85,49
2013	78,48	78,94	79,42	84,87	85,24	85,68
2014	78,62	79,13	79,65	84,96	85,39	85,87
2015	78,75	79,30	79,89	85,04	85,54	86,05
2016	78,88	79,48	80,12	85,12	85,68	86,23
2017	79,00	79,65	80,35	85,19	85,82	86,41
2018	79,12	79,81	80,58	85,25	85,95	86,58
2019	79,23	79,97	80,81	85,31	86,08	86,76
2020	79,34	80,12	81,03	85,37	86,21	86,92
2021	79,44	80,27	81,26	85,42	86,33	87,09
2022	79,54	80,42	81,48	85,47	86,45	87,25
2023	79,64	80,56	81,70	85,51	86,56	87,40
2024	79,73	80,70	81,91	85,55	86,67	87,56
2025	79,81	80,83	82,12	85,59	86,78	87,71
2026	79,89	80,96	82,33	85,63	86,88	87,85
2027	79,97	81,09	82,54	85,66	86,98	88,00
2028	80,05	81,21	82,75	85,69	87,08	88,14
2029	80,12	81,32	82,95	85,72	87,17	88,28
2030	80,18	81,44	83,15	85,74	87,26	88,41
2031	80,25	81,54	83,34	85,77	87,34	88,54
2032	80,31	81,65	83,54	85,79	87,43	88,67
2033	80,37	81,75	83,73	85,81	87,51	88,79
2034	80,42	81,85	83,91	85,83	87,59	88,92
2035	80,47	81,94	84,10	85,85	87,66	89,03
2036	80,52	82,03	84,28	85,86	87,73	89,15
2037	80,57	82,12	84,46	85,88	87,80	89,26
2038	80,61	82,20	84,63	85,89	87,87	89,37
2039	80,65	82,28	84,80	85,90	87,93	89,48
2040	80,69	82,36	84,97	85,91	87,99	89,59
2041	80,73	82,44	85,14	85,92	88,05	89,69
2042	80,77	82,51	85,30	85,93	88,11	89,79
2043	80,80	82,58	85,46	85,94	88,16	89,88
2044	80,83	82,64	85,62	85,95	88,22	89,98
2045	80,86	82,71	85,77	85,96	88,27	90,07
2046	80,89	82,77	85,92	85,97	88,32	90,16
2047	80,92	82,83	86,07	85,97	88,36	90,24
2048	80,94	82,88	86,21	85,98	88,41	90,33
2049	80,97	82,94	86,35	85,98	88,45	90,41
2050	80,99	82,99	86,49	85,99	88,48	90,49
2051	81,00	83,00	86,50	86,00	88,50	90,50

Fuente: elaboración propia.

C.2- Proyección de la esperanza de vida a la edad 65 por sexo. España. 2005-2050.

	Hombres			Mujeres		
	Agotamiento	Tendencial	Profundización	Agotamiento	Tendencial	Profundización
2005	17,30	17,47	17,59	21,50	21,50	21,64
2006	17,39	17,58	17,75	21,60	21,63	21,81
2007	17,48	17,70	17,91	21,69	21,75	21,95
2008	17,56	17,82	18,05	21,78	21,88	22,10
2009	17,64	17,93	18,19	21,86	22,01	22,25
2010	17,72	18,04	18,34	21,93	22,13	22,39
2011	17,80	18,15	18,49	22,00	22,23	22,53
2012	17,87	18,25	18,64	22,07	22,36	22,67
2013	17,93	18,37	18,79	22,13	22,46	22,81
2014	18,01	18,47	18,93	22,20	22,57	22,95
2015	18,07	18,57	19,09	22,24	22,67	23,08
2016	18,14	18,66	19,23	22,29	22,78	23,21
2017	18,19	18,75	19,37	22,34	22,87	23,34
2018	18,25	18,84	19,52	22,39	22,97	23,47
2019	18,31	18,94	19,67	22,42	23,05	23,58
2020	18,36	19,03	19,79	22,46	23,14	23,72
2021	18,41	19,11	19,95	22,50	23,24	23,84
2022	18,46	19,20	20,08	22,53	23,32	23,95
2023	18,51	19,29	20,21	22,56	23,39	24,07
2024	18,55	19,35	20,34	22,59	23,48	24,17
2025	18,59	19,43	20,48	22,61	23,55	24,29
2026	18,63	19,52	20,62	22,64	23,62	24,39
2027	18,67	19,58	20,76	22,66	23,69	24,49
2028	18,70	19,65	20,87	22,68	23,76	24,61
2029	18,74	19,72	21,01	22,69	23,83	24,72
2030	18,77	19,79	21,13	22,71	23,89	24,79
2031	18,80	19,84	21,25	22,73	23,96	24,90
2032	18,83	19,91	21,40	22,74	24,01	25,00
2033	18,86	19,96	21,52	22,76	24,07	25,08
2034	18,88	20,01	21,61	22,77	24,12	25,19
2035	18,91	20,07	21,74	22,78	24,18	25,27
2036	18,93	20,12	21,87	22,79	24,24	25,35
2037	18,96	20,17	21,96	22,80	24,27	25,44
2038	18,98	20,23	22,09	22,81	24,33	25,52
2039	19,00	20,26	22,19	22,82	24,37	25,61
2040	19,02	20,32	22,32	22,83	24,43	25,69
2041	19,04	20,35	22,42	22,84	24,47	25,75
2042	19,06	20,39	22,53	22,84	24,50	25,83
2043	19,08	20,43	22,63	22,85	24,54	25,89
2044	19,09	20,47	22,73	22,86	24,58	25,98
2045	19,11	20,50	22,84	22,86	24,62	26,04
2046	19,12	20,54	22,91	22,87	24,66	26,10
2047	19,13	20,58	23,02	22,87	24,68	26,16
2048	19,14	20,61	23,12	22,88	24,72	26,25
2049	19,14	20,62	23,18	22,88	24,75	26,30
2050	19,15	20,63	23,20	22,89	24,76	26,31
2051	19,15	20,63	23,21	22,90	24,77	26,31

Fuente: elaboración propia.



C.3 (I): Función de supervivencia de la tabla de mortalidad masculina acorde con una esperanza de vida al nacer de 81 años y a la edad 65 de 19,2 años. Escenario de agotamiento de las mejoras de supervivencia. Año 2051.

Edad	lx
0	100.000
1	99.720
2	99.699
3	99.688
4	99.680
5	99.673
6	99.667
7	99.662
8	99.656
9	99.651
10	99.645
11	99.640
12	99.634
13	99.627
14	99.619
15	99.609
16	99.598
17	99.583
18	99.564
19	99.542
20	99.514
21	99.482
22	99.444
23	99.400
24	99.351
25	99.297
26	99.239
27	99.176
28	99.109
29	99.039
30	98.967
31	98.892
32	98.815
33	98.736

Edad	lx
34	98.655
35	98.573
36	98.490
37	98.404
38	98.316
39	98.226
40	98.133
41	98.036
42	97.935
43	97.829
44	97.717
45	97.598
46	97.471
47	97.334
48	97.187
49	97.027
50	96.853
51	96.662
52	96.454
53	96.225
54	95.973
55	95.695
56	95.387
57	95.047
58	94.671
59	94.253
60	93.790
61	93.276
62	92.706
63	92.073
64	91.371
65	90.591
66	89.727
67	88.769

Edad	lx
68	87.707
69	86.532
70	85.233
71	83.799
72	82.219
73	80.481
74	78.572
75	76.483
76	74.202
77	71.720
78	69.030
79	66.126
80	63.008
81	59.678
82	56.145
83	52.422
84	48.531
85	44.503
86	40.374
87	36.192
88	32.011
89	27.891
90	23.898
91	20.098
92	16.554
93	13.324
94	10.454
95	7.973
96	5.894
97	4.211
98	2.897
99	1.912
100	1.207

Fuente: elaboración propia.

C.3 (II): Función de supervivencia de la tabla de mortalidad masculina acorde con una esperanza de vida al nacer de 83,0 años y a la edad 65 de 20,6 años. Escenario tendencial de mejoras de supervivencia. Año 2051

Edad	lx
0	100.000
1	99.720
2	99.700
3	99.690
4	99.682
5	99.676
6	99.671
7	99.666
8	99.661
9	99.656
10	99.652
11	99.647
12	99.642
13	99.636
14	99.630
15	99.622
16	99.614
17	99.603
18	99.589
19	99.573
20	99.553
21	99.530
22	99.503
23	99.472
24	99.437
25	99.399
26	99.358
27	99.313
28	99.266
29	99.217
30	99.165
31	99.112
32	99.056
33	99.000

Edad	lx
34	98.941
35	98.881
36	98.820
37	98.757
38	98.691
39	98.624
40	98.553
41	98.480
42	98.402
43	98.320
44	98.233
45	98.140
46	98.040
47	97.932
48	97.814
49	97.687
50	97.547
51	97.395
52	97.227
53	97.042
54	96.838
55	96.613
56	96.364
57	96.087
58	95.781
59	95.441
60	95.063
61	94.643
62	94.176
63	93.658
64	93.081
65	92.440
66	91.727
67	90.936

Edad	lx
68	90.057
69	89.081
70	88.000
71	86.802
72	85.477
73	84.014
74	82.400
75	80.623
76	78.673
77	76.537
78	74.204
79	71.666
80	68.916
81	65.948
82	62.762
83	59.361
84	55.756
85	51.962
86	48.003
87	43.911
88	39.725
89	35.496
90	31.281
91	27.141
92	23.145
93	19.360
94	15.850
95	12.670
96	9.864
97	7.459
98	5.461
99	3.859
100	2.623

Fuente: elaboración propia.

C.3 (III): Función de supervivencia de la tabla de mortalidad masculina acorde con una esperanza de vida al nacer de 86,5 años y a la edad 65 de 23,2 años. Escenario de profundización en las mejoras de supervivencia. Año 2051

Edad	lx
0	100.000
1	99.721
2	99.703
3	99.693
4	99.687
5	99.682
6	99.678
7	99.675
8	99.672
9	99.669
10	99.666
11	99.663
12	99.660
13	99.657
14	99.654
15	99.650
16	99.646
17	99.640
18	99.633
19	99.625
20	99.615
21	99.604
22	99.590
23	99.575
24	99.558
25	99.539
26	99.518
27	99.496
28	99.473
29	99.448
30	99.422
31	99.396
32	99.368
33	99.340

Edad	lx
34	99.310
35	99.280
36	99.249
37	99.217
38	99.184
39	99.150
40	99.113
41	99.076
42	99.035
43	98.993
44	98.947
45	98.898
46	98.844
47	98.787
48	98.723
49	98.654
50	98.577
51	98.493
52	98.400
53	98.296
54	98.181
55	98.052
56	97.909
57	97.748
58	97.569
59	97.368
60	97.144
61	96.891
62	96.608
63	96.291
64	95.934
65	95.534
66	95.084
67	94.580

Edad	lx
68	94.013
69	93.376
70	92.662
71	91.861
72	90.964
73	89.958
74	88.833
75	87.576
76	86.173
77	84.610
78	82.872
79	80.945
80	78.812
81	76.461
82	73.878
83	71.052
84	67.975
85	64.643
86	61.059
87	57.232
88	53.178
89	48.924
90	44.510
91	39.985
92	35.409
93	30.856
94	26.404
95	22.137
96	18.140
97	14.488
98	11.245
99	8.454
100	6.135

Fuente: elaboración propia.

C.3 (IV): Función de supervivencia de la tabla de mortalidad femenina acorde con una esperanza de vida al nacer de 86,0 años y a la edad 65 de 22,1 años. Escenario de agotamiento de las mejoras de supervivencia. Año 2051

Edad	lx	Edad	lx	Edad	lx
0	100.000	34	99.354	68	93.623
1	99.755	35	99.324	69	93.042
2	99.737	36	99.292	70	92.392
3	99.727	37	99.255	71	91.662
4	99.720	38	99.215	72	90.842
5	99.714	39	99.171	73	89.920
6	99.708	40	99.122	74	88.882
7	99.703	41	99.068	75	87.712
8	99.698	42	99.009	76	86.396
9	99.693	43	98.944	77	84.913
10	99.688	44	98.873	78	83.245
11	99.682	45	98.796	79	81.372
12	99.676	46	98.713	80	79.272
13	99.669	47	98.623	81	76.922
14	99.662	48	98.526	82	74.301
15	99.654	49	98.421	83	71.389
16	99.645	50	98.309	84	68.170
17	99.635	51	98.189	85	64.632
18	99.624	52	98.060	86	60.772
19	99.613	53	97.922	87	56.597
20	99.601	54	97.773	88	52.128
21	99.589	55	97.613	89	47.401
22	99.576	56	97.442	90	42.469
23	99.562	57	97.256	91	37.402
24	99.548	58	97.056	92	32.298
25	99.534	59	96.838	93	27.266
26	99.518	60	96.601	94	22.427
27	99.502	61	96.343	95	17.904
28	99.485	62	96.060	96	13.814
29	99.467	63	95.750	97	10.253
30	99.448	64	95.408	98	7.282
31	99.428	65	95.030	99	4.921
32	99.405	66	94.610	100	3.145
33	99.381	67	94.143		

Fuente: elaboración propia.

C.3 (V): Función de supervivencia de la tabla de mortalidad femenina acorde con una esperanza de vida al nacer de 88,5 años y a la edad 65 de 24,2 años. Escenario tendencial de mejoras de supervivencia. Año 2051

Edad	lx
0	100.000
1	99.758
2	99.743
3	99.734
4	99.729
5	99.724
6	99.721
7	99.718
8	99.714
9	99.711
10	99.708
11	99.704
12	99.701
13	99.696
14	99.692
15	99.686
16	99.681
17	99.674
18	99.668
19	99.660
20	99.653
21	99.645
22	99.637
23	99.628
24	99.619
25	99.610
26	99.600
27	99.590
28	99.580
29	99.569
30	99.557
31	99.545
32	99.532
33	99.517

Edad	lx
34	99.502
35	99.484
36	99.466
37	99.445
38	99.422
39	99.397
40	99.369
41	99.338
42	99.305
43	99.268
44	99.228
45	99.185
46	99.138
47	99.087
48	99.032
49	98.973
50	98.909
51	98.840
52	98.766
53	98.687
54	98.601
55	98.508
56	98.408
57	98.299
58	98.180
59	98.050
60	97.908
61	97.751
62	97.578
63	97.386
64	97.173
65	96.935
66	96.668
67	96.368

Edad	lx
68	96.029
69	95.647
70	95.214
71	94.722
72	94.163
73	93.526
74	92.800
75	91.970
76	91.023
77	89.940
78	88.704
79	87.292
80	85.682
81	83.848
82	81.763
83	79.399
84	76.728
85	73.724
86	70.364
87	66.631
88	62.517
89	58.028
90	53.183
91	48.025
92	42.623
93	37.073
94	31.495
95	26.034
96	20.848
97	16.094
98	11.912
99	8.401
100	5.607

Fuente: elaboración propia.

C.3 (VI): Función de supervivencia de la tabla de mortalidad femenina acorde con una esperanza de vida al nacer de 90,5 años y a la edad 65 de 25,9 años. Escenario de profundización en las mejoras de supervivencia. Año 2051

Edad	lx
0	100.000
1	99.759
2	99.744
3	99.736
4	99.731
5	99.727
6	99.723
7	99.720
8	99.718
9	99.715
10	99.713
11	99.711
12	99.709
13	99.706
14	99.704
15	99.701
16	99.699
17	99.696
18	99.693
19	99.691
20	99.688
21	99.684
22	99.681
23	99.678
24	99.674
25	99.670
26	99.666
27	99.662
28	99.658
29	99.653
30	99.648
31	99.643
32	99.637
33	99.631

Edad	lx
34	99.625
35	99.618
36	99.610
37	99.602
38	99.593
39	99.583
40	99.572
41	99.560
42	99.547
43	99.533
44	99.518
45	99.500
46	99.481
47	99.460
48	99.437
49	99.411
50	99.382
51	99.350
52	99.314
53	99.274
54	99.230
55	99.180
56	99.124
57	99.061
58	98.990
59	98.910
60	98.820
61	98.717
62	98.602
63	98.471
64	98.322
65	98.152
66	97.959
67	97.739

Edad	lx
68	97.488
69	97.200
70	96.872
71	96.496
72	96.065
73	95.570
74	95.003
75	94.351
76	93.603
77	92.744
78	91.757
79	90.625
80	89.327
81	87.839
82	86.136
83	84.192
84	81.978
85	79.464
86	76.623
87	73.428
88	69.856
89	65.895
90	61.539
91	56.797
92	51.705
93	46.314
94	40.710
95	35.002
96	29.329
97	23.852
98	18.736
99	14.140
100	10.192

Fuente: elaboración propia.

