

**TABLAS DE MORTALIDAD
PARA ESPAÑA Y SUS
REGIONES: 1975-2006**

**ESPERANZAS DE VIDA
LIBRES DE DISCAPACIDAD
POR SEXO Y COMUNIDAD
AUTÓNOMA: 2004-2006**

**BASE DE DATOS
Y PRINCIPALES RESULTADOS**

Ivie

INSTITUTO
VALENCIANO DE
INVESTIGACIONES
ECONÓMICAS

Valencia, 20 de julio de 2009.

Este proyecto ha sido realizado por el siguiente equipo:

INVESTIGADORES

Francisco J. Goerlich (Universitat de València e Ivie)

Rafael Pinilla (Betvalue)

EDICIÓN

Susana Sabater (Ivie)

Ivie

INSTITUTO
VALENCIANO DE
INVESTIGACIONES
ECONÓMICAS

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen una ayuda del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie) para la realización de este trabajo. Francisco J. Goerlich agradece la ayuda del proyecto del Ministerio de Ciencia y Tecnología SEC2008-03813/ECON y del programa de investigación Fundación BBVA-Ivie. Resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos están disponibles si se solicitan a los autores. Los hipervínculos de este trabajo hacen referencia a marzo de 2009.

ÍNDICE

9	1. INTRODUCCIÓN
15	2. ASPECTOS METODOLÓGICOS
15	2.1 GENERALIDADES SOBRE LA ELABORACIÓN DE TABLAS DE MORTALIDAD
23	2.2 ESPERANZAS DE VIDA LIBRES DE DISCAPACIDAD (EVLD)
29	3. FUENTES DE INFORMACIÓN
29	3.1 TABLAS DE MORTALIDAD
30	3.2 ESPERANZAS DE VIDA LIBRES DE DISCAPACIDAD
39	4. ESPERANZA DE VIDA EN ESPAÑA DESDE 1975
49	5. ESPERANZA DE VIDA LIBRE DE DISCAPACIDAD: 2004-2006
49	5.1 RESULTADOS A NIVEL NACIONAL
55	5.2 RESULTADOS POR CC. AA.
67	6. RESUMEN
71	ANEXO: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN LA ESPERANZA DE VIDA SEGÚN VARIACIONES EN LA MORTALIDAD A DIFERENTES EDADES
73	FUENTES BIBLIOGRÁFICAS

1. INTRODUCCIÓN

Las tablas de mortalidad constituyen un modelo fundamental de representar numéricamente la forma en que una población experimenta el cambio de estado de sus individuos a lo largo del tiempo y presentan información útil para varios usos. Además de describir la forma en que la población experimenta el fenómeno de la mortalidad, son esenciales para realizar proyecciones demográficas precisas y son la base del cálculo actuarial. Las tablas de mortalidad proporcionan un indicador de especial utilidad en economía, la esperanza de vida al nacer y a distintas edades.

La esperanza de vida al nacer resume en un solo indicador la información sobre mortalidad de una población, y lo hace de forma independiente a su estructura de edades. Estas características han hecho de la esperanza de vida al nacer uno de los indicadores más utilizados en las comparaciones internacionales. Así, la esperanza de vida al nacer es uno de los indicadores simples más representativos de la salud global de una comunidad, y en consecuencia también de su estado de desarrollo (Sen 1998). Por todo ello se considera como uno de los indicadores esenciales para medir un concepto tan complejo y elusivo como el del desarrollo económico. Sin embargo, aunque existe una alta correlación entre la esperanza de vida al nacer y la renta per cápita de un país, se dan también casos de países con rentas relativamente bajas que presentan una esperanza de vida al nacer superior a la de países con rentas mucho más elevadas (Sen 1998, 1999).

En los últimos años se viene manifestando un creciente interés por integrar la esperanza de vida no sólo en los indicadores de desarrollo, sino también en modelos de medición y evaluación económica. Entre los indicadores internacionales de desarrollo quizá el que más popularidad ha alcanzado es el "Índice de Desarrollo Humano" (IDH; *Human Development Index* [HDI]) del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD; *United Nations Development Program* [UNDP]), que se publica de forma periódica en los Informes para el Desarrollo Humano (*Human Development Reports* [HDR], <http://hdr.undp.org>), pero hay muchas otras propuestas que también incluyen la esperanza de vida al nacer como parte de un índice de bienestar (Osberg y Sharpe 2002).

Entre los modelos económicos destaca la literatura derivada de la teoría del capital humano (McDonald y Roberts 2002; Murphy y Topel 2002; Becker, Philipson y Soares 2005), la relacionada con el concepto de "capital salud" (Cutler y Richardson 1997; Gertham y Johanneson 1999), y la elaboración del concepto de "renta salud" (Nordhaus 2002). También el indicador de-

nominado “potencial de calidad de vida” (QLP), combina información de esperanzas de vida con datos de rentas, junto con la estructura demográfica de la sociedad y la consideración de una línea de pobreza (Pinilla y Goerlich 2004a, 2004b). Una de las peculiaridades de este último indicador es la incorporación de las esperanzas de vida en forma de “potencial de vida”, entendiendo por potencial de vida la suma de las esperanzas de vida de la población a su edad actual. El potencial de vida es un indicador que aumenta con la esperanza de vida y el tamaño de la población, mientras que disminuye con el envejecimiento de la misma. Debido a este comportamiento se trata de una variable capaz de sustituir con ventaja a la esperanza de vida al nacer en algunos modelos económicos relacionados con el concepto de capital humano.

Es cierto que la esperanza de vida al nacer es el indicador más utilizado para representar el estado de salud global de una población. Sin embargo, a medida que la esperanza de vida ha ido creciendo en los países desarrollados ha surgido la cuestión de si este aumento de la cantidad de años vividos no irá acompañado de un aumento del tiempo vivido en “mala salud”. Si este fuera el caso, en la medida en que la esperanza de vida incluye los periodos de tiempo vividos en enfermedad y discapacidad se estaría sobrestimando la salud global de la población. Es por ello que para representar la salud global de la sociedad se hace necesario combinar en un mismo indicador los datos de mortalidad con los de morbilidad. Es decir, si los objetivos del sistema sanitario son restaurar la salud, prevenir la enfermedad y aumentar las expectativas de la población de vivir más y mejor, una vez hemos alcanzado un determinado nivel de desarrollo, hemos de poner énfasis más bien en la calidad que en la cantidad de los años vividos (OMS 2002; EHEMU 2005). De este modo se han creado una serie de indicadores que tratan de reflejar, o bien los años que los ciudadanos pueden esperar vivir en buena salud (*esperanzas de vida en salud*, ya se trate de años de vida ajustados por calidad o de esperanzas de vida libres de discapacidad o enfermedad), o bien la brecha que separa a las personas de un estado de salud ideal hipotético (medidas del *gap de salud*) (Murray, Salomon, Mathers y Lopez 2002).

En España, aunque disponemos de estadísticas de esperanza de vida con relativa periodicidad y desagregación geográfica, especialmente para época reciente (Goerlich 2008), los estudios que tratan de ajustar la esperanza de vida por estados de salud están muy limitados por la escasa disponibilidad de información estadística. Es de destacar que estudios recientes (Gonzalo y Pasarín 2004; Alegre et al. 2005; Guillén 2006; Gispert et al. 2007; Artís et al. 2007) utilizan como información básica la *Encuesta de Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud* de 1999 (EDDS 1999), y la anterior encuesta sobre discapacidades se remonta a 1986 (*Encuesta sobre Disca-*

pacidades, Deficiencias y Minusvalías; EDDM 1986), no existiendo ninguna otra anteriormente.¹

Esta escasa información a nivel nacional contrasta con el énfasis impulsado desde las instituciones internacionales para el desarrollo de indicadores de salud que ajusten por la calidad, o en términos sanitarios por la morbilidad. Así, la elaboración y sistematización de las esperanzas de vida en salud son recomendadas por la Organización Mundial de la Salud (OMS; *World Health Organization* [WHO]) como una forma de monitorizar las estrategias de salud para todos (OMS 1999) y la Comisión Europea ha incorporado a partir de 2004 uno de estos indicadores, los *años de vida en buena salud* (*Healthy Life Years* [HLY]), como uno de los indicadores estructurales, de forma que en la actualidad es calculado por Eurostat de forma periódica para la mayoría de los países miembros de la Unión Europea (Robine, Jagger y Romieu 2002; Robine, Jagger, Clavel y Romieu 2005).

Por esta razón es fácil encontrar a España en las comparaciones internacionales sobre las esperanzas de vida en salud (Mathers et al. 2001, EHEMU 2006) o en las compilaciones estadísticas de instituciones internacionales (OMS 2008), incluido Eurostat (http://ec.europa.eu/health/ph_information/indicators/lifeyears_en.htm), que elabora anualmente para España los años de vida en buena salud al nacimiento (HLY) por sexos desde 1995. También el Ministerio de Sanidad y Consumo (MSC 2005, 2006, <http://www.msc.es>), recogiendo propuestas con cierta tradición en nuestro país (Gispert y Gutiérrez-Fisac 1997), ha potenciado recientemente la utilización de este tipo de indicadores a través del Instituto de Información Sanitaria, al incluirlos dentro del conjunto de Indicadores Clave del Sistema Nacional de Salud (MSC 2007).² Al igual que en el caso de la Comisión Europea se desea dar regularidad y homogeneidad a la elaboración de este tipo de indicadores de salud, en este caso con una perspectiva regional (a nivel de Comunidad Autónoma³), además de por sexos. Sin embargo, lamentablemente la metodología de elaboración y las fuentes utilizadas no son comparables con las de Eurostat por lo que las

¹ En la actualidad (marzo de 2009) el INE ha publicado un avance de resultados de la *Encuesta de Discapacidad, Autonomía personal y situaciones de Dependencia* de 2008 (EDAD 2008), lo que supondrá una actualización de la información disponible a este respecto. Aún así este tipo de información carece de una periodicidad adecuada y además no es totalmente comparable entre encuestas.

² INCLASNS-BD, Versión 0, diciembre 2007, Ministerio de Sanidad y Consumo, Plan de Calidad para el Sistema Nacional de Salud, HFA-DB España, Data Presentation System, Instituto de Información Sanitaria: http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/inclasSNS_DB.htm.

³ Según consta en la ficha técnica del indicador B.1-5 Esperanza de vida libre de discapacidad: <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/pdf/fichaTecINCLASNS.pdf>

estadísticas nacionales no podrán ser comparadas frente a las de nuestro entorno cercano.⁴

Las esperanzas de vida en salud fueron desarrolladas precisamente para responder a la pregunta de si los años adicionales de vida eran acompañados de un incremento del tiempo vivido en buena salud. De esta forma las esperanzas de vida en salud dividen la esperanza de vida total en el tiempo vivido en diferentes estados de salud y de esta forma añaden la dimensión de la calidad a la cantidad de años vividos. Puesto que las esperanzas de vida en salud son una combinación de la esperanza de vida y de un concepto determinado de salud, en la práctica es posible calcular tantas esperanzas de vida en salud como acepciones de salud podamos medir. Las esperanzas de vida en salud más comunes son aquellas basadas en la salud autopercebida (EVBS), la esperanza de vida libre de discapacidad (EVLD) o la esperanza de vida libre de enfermedad crónica (EVLEC). Cada una de ellas hace referencia a una acepción particular de salud. Dado que medir los estados de salud siempre implica elementos subjetivos de difícil cuantificación, las esperanzas de vida en salud sólo serán comparables no sólo cuando los métodos de cómputo y la acepción particular de salud sean idénticos, sino cuando las estadísticas de base utilizadas para medir la salud hayan sido convenientemente armonizadas y generen datos comparables.⁵

Así por ejemplo, la OMS utilizando una definición bastante amplia de incapacidad proporciona un valor de la EVLD para España de 70 años para los hombres y 75 para las mujeres en 2003 (OMS 2008, p. 42), mientras que Eurostat para el mismo año proporciona cifras de 66,8 años para los hombres y 70,2 para las mujeres.⁶ No sólo hay una discrepancia de nivel, sino que la diferencia entre hombres y mujeres es también sustancialmente diferente en ambas fuentes de datos. Por su parte la publicación del Ministerio de Sanidad y Consumo (2005) proporciona unos valores para el año

⁴ De hecho la ficha técnica del indicador propuesto por el Instituto de Información Sanitaria indica como fuente de información para la salud la *Encuesta de Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud* de 1999 (EDDS 1999) y como periodicidad en función de la disponibilidad de información sobre discapacidad.

En consecuencia, se ignora la información utilizada por Eurostat para la elaboración del indicador (HLY), disponible para España con desagregación regional, y adicionalmente no queda claro cuál es la fecha de referencia de los datos disponibles en la versión 0 de la Base de Datos (diciembre de 2007), puesto que la EDDS se remonta a 1999 aunque disponemos de tablas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística (INE) para fechas muy posteriores. Los datos actuales sobre Indicadores Clave del Sistema Nacional de Salud pueden verse en: http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/pdf/nivelNacINCLASNS_Diciembre2007.pdf.

⁵ Adicionalmente a estos problemas metodológicos de comparación debe añadirse que la terminología no está suficientemente unificada. Así por ejemplo los años de vida en buena salud calculados por Eurostat (*Healthy Life Years* [HLY]) se corresponden con el concepto de esperanza de vida libre de discapacidad (EVLD; *Disability Free Life Expectancy* [DFLE]).

⁶ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=0&language=en&pcode=tsien180>. Consultada el 23 de marzo de 2009.

2000, calculados a partir de la EDDS 1999, de 69,0 años para los hombres y 72,4 para las mujeres (MSC 2005, página 93, tabla 1.2.1).

Este trabajo tiene una doble finalidad. En primer lugar, sintetiza la información referente a las Tablas de Mortalidad de Goerlich y Pinilla (2004, 2005a, 2006, 2007) de forma que se expone de forma precisa la metodología de elaboración y las fuentes de información utilizadas. En segundo lugar, pretende contribuir a la literatura de las esperanzas de vida en salud desde una óptica regional. A nivel de CC. AA. la información disponible es relativamente escasa y se reduce al año 1999 (Gispert et al. 2007) ó 2000 (MSC 2005), en ambos casos a partir de la información sobre discapacidad de la EDDS 1999, por lo que las estimaciones de la EVLD en ambos estudios son prácticamente coincidentes. Alternativamente existen algunos estudios para Comunidades Autónomas particulares, como por ejemplo Andalucía (Viciano et al. 2003; Ruiz-Ramos y Viciano 2004), Cataluña (Gispert et al. 2003) o Comunidad Valenciana (Nolasco et al. 2007), pero en estos casos aparece siempre el problema de la comparabilidad, de la misma forma que no es posible comparar la prevalencia de incapacidad derivada de la EDDS 1999 con la derivada de la EDDM 1986, simplemente porque las definiciones de incapacidad fueron distintas en las dos encuestas.

Nuestra contribución trata de mantener la homogeneidad en la estimación de la esperanza de vida libre de discapacidad (EVLD) entre CC. AA., tratando además de que la construcción del indicador sea comparable con las estimaciones de Eurostat. Como indica su nombre, la EVLD refleja el número de años libres de discapacidad que puede esperar vivir en promedio una persona de una sociedad dada, si se mantienen en el futuro las actuales tendencias sobre mortalidad y discapacidad por edades. Naturalmente su cómputo requiere una mayor concreción sobre lo que entendemos por discapacidad, lo que será precisado en la sección siguiente. Para ello exploramos la posibilidad de utilizar la misma fuente de información a nivel de CC. AA. que actualmente utiliza Eurostat, a nivel nacional, para la obtención su indicador estructural: los años de vida en buena salud (HLY). Por tanto, nuestra estadística básica para la medición de la discapacidad será la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) que el Instituto Nacional de Estadística (INE) viene realizando actualmente desde 2004 como parte del conjunto de operaciones estadísticas armonizadas en el contexto de la Unión Europea y que en este caso concreto tienen la misión de recopilar estadísticas homogéneas, y por tanto comparables entre los países miembros, sobre la distribución del ingreso y otras características personales y de los hogares con el propósito declarado de luchar contra la pobreza, la privación y la exclusión social (*European Union Statistics on Income and Living Conditions* [EU-SILC]). El énfasis en la comparabilidad de este tipo de encuestas en el seno de la Unión Europea se pone de manifiesto por el hecho de que el proyecto se sustenta en un Reglamento del Parlamento Europeo y del Consejo (Reglamento (Ce) N° 1177/2003 del Parlamento Europeo y del

Consejo de 16 de junio de 2003) que regula el desarrollo de la encuesta.⁷ Por ello, y a pesar de que "*para cada Comunidad Autónoma se diseña una muestra independiente que la representa, por ser uno de los objetivos de la encuesta facilitar datos con este nivel de desagregación*" (INE 2005a, página 30) llama la atención que la ECV no haya sido considerada para la elaboración de la EVLD a nivel de CC. AA. comparable con la producida por Eurostat a nivel nacional.

Además de los datos sobre discapacidad, la elaboración de la EVLD exige disponer de las funciones biométricas estándar en el cálculo de la esperanza de vida. Aunque los datos necesarios están disponibles por parte del INE (INE 2007, <http://www.ine.es/>), este trabajo utiliza el conjunto de Tablas de Mortalidad elaboradas por Goerlich y Pinilla (2004, 2005a, 2006, 2007), que son consistentes con la metodología de la Human Mortality Database (HMD, <http://www.mortality.org/>) y superan algunas dificultades metodológicas de las tablas del INE (Goerlich 2008). En concreto, se trata de tablas de periodo con referencia temporal anual, la metodología es la misma para los diferentes niveles de desagregación geográfica considerados, y además son tablas consistentes independientemente del nivel de agregación utilizado en los grupos de edad, ya sea edades simples o diferentes agrupaciones por edad.

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 explica brevemente la metodología utilizada en la elaboración de las tablas de mortalidad que sirven de base a nuestros cálculos. Así mismo, se explica el método seguido en la elaboración de la EVLD y que sigue las recomendaciones de la *European Health Expectancy Monitoring Unit* (EHEMU 2007), ya que estas recomendaciones son las seguidas por Eurostat en el cálculo del indicador estructural de los años de vida en buena salud (HLY).⁸ La sección 3 describe brevemente los datos y los supuestos adicionales para el cálculo de las tasas de prevalencia a partir de la ECV (EU-SILC). Las dos secciones siguientes presentan los resultados. Inicialmente se ofrece un breve panorama sobre la evolución de la esperanza de vida en España desde 1975, sección 4, para a continuación presentar los resultados sobre la EVLD, a nivel nacional primero y de CC. AA. posteriormente, sección 5. Finalmente se ofrece un breve resumen.

⁷ Numerosos reglamentos, que pueden consultarse en: http://www.ine.es/daco/daco42/condivi/reg_condivi.htm, regulan las características concretas de la encuesta, incluyendo el tipo de muestreo, las variables que deben ser investigadas y los informes de calidad.

⁸ Los aspectos metodológicos seguidos por Eurostat en la elaboración del indicador HLY pueden encontrarse en: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/Annexes/hlth_hlye_esms_an1.pdf, e información sobre los metadatos en: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/EN/hlth_hlye_esms.htm.

2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

2.1 GENERALIDADES SOBRE LA ELABORACIÓN DE TABLAS DE MORTALIDAD

Una descripción metodológica en profundidad sobre la construcción de tablas de mortalidad, y los supuestos implícitos que hay detrás de dicha construcción, puede consultarse en las excelentes monografías de Keyfitz (1979) o Preston, Heulevine y Guillot (2001). Desde un punto de vista más práctico puede verse el protocolo de la HMD (Wilmoth et al. 2007), que constituye la metodología seguida por Goerlich y Pinilla (2004, 2005a, 2006 y 2007) para la elaboración de su sistema de tablas de mortalidad.

Este epígrafe resume brevemente dicho protocolo para el cálculo de las tablas de mortalidad de periodo con referencia temporal de un año y partiendo en todos los casos de datos de flujos anuales de defunciones por sexo, edad, año y generación (triángulos de Lexis 1875) y datos de stock de población por sexo y edad a 1 de enero de cada año.⁹ La disponibilidad de la información nos permite fijar un intervalo abierto final de 100 y más años. Es relevante además calcular tablas de mortalidad separadas para cada sexo porque la mortalidad les afecta de forma diferente. También sería posible calcular tablas de mortalidad según otras agrupaciones de población, como por ejemplo la raza, tal y como se hace en Estados Unidos (Anderson 1999), pero estos subconjuntos de población no parecen tener relevancia en España.

El cálculo de la tabla de mortalidad parte de la obtención de las tasas observadas de mortalidad por periodo (t) y edad (x) para cada sexo, M_{xt} .¹⁰ Dicha tasa viene definida como el cociente entre las defunciones por edad durante un periodo de tiempo anual, D_{xt} , y la exposición al riesgo durante dicho periodo de calendario en el intervalo de edad $[x, x + 1)$, E_{xt} .

$$M_{xt} = \frac{D_{xt}}{E_{xt}} \quad (1)$$

⁹ En el caso de que algunos de estos datos no estén disponibles, como por ejemplo en el caso de las poblaciones provinciales por edades simples, entonces se hace necesario su estimación, por los métodos establecidos en Wilmoth, Andreev, Jdanov y Glej (2007) o por cualquier otro razonable, para posteriormente agregar de forma consistente la tabla de mortalidad, si se considera que por edades simples no es lo suficientemente precisa debido a la escasa información estadística. La sección siguiente describe con mayor detalle la disponibilidad de las estadísticas de base.

¹⁰ En nuestro caso t hace referencia a un año de calendario y las edades se consideran siempre en intervalos de un año, $[x, x + 1)$.

donde $D_{xt} = D_{xt}^L + D_{xt}^U$, siendo D^L las defunciones del triángulo de Lexis inferior y D^U las defunciones del triángulo de Lexis superior, y la exposición al riesgo se mide en años-persona por periodo de calendario y se calcula de acuerdo con la siguiente fórmula (Wilmoth et al. 2007, página 32 y apéndice E),

$$E_{xt} = \frac{1}{2} [P_{xt} + P_{x,t+1}] + \frac{1}{6} [D_{xt}^L - D_{xt}^U] \quad (2)$$

donde P_{xt} es el stock de población a 1 de enero del año t .¹¹

Dado un conjunto de tasas de mortalidad específicas por edad para un año de calendario, y calculadas de acuerdo con (1), la tabla de mortalidad de periodo se obtiene convirtiendo dichas tasas en probabilidades de muerte específicas por edad. Puesto que las probabilidades sólo están definidas para generaciones, y no para poblaciones observadas en un momento dado del tiempo (*stock*), dicha conversión se realiza mediante la relación existente entre las tasas de mortalidad específicas por edad y las probabilidades de muerte específicas por edad para una generación dada (Preston, Heulevine y Guillot 2001, página 42, sección 3.1).

Sin embargo, antes de efectuar esta conversión las tasas de mortalidad observadas para las edades más avanzadas son suavizadas por medio del ajuste de una función logística. En edades avanzadas este tipo de ajuste se justifica, no sólo por los posibles errores en la recolección de los datos, sino porque en poblaciones medias y pequeñas es posible observar tasas erráticas debidas a la aleatoriedad de forma que un suavizado permite una mejor representación de las condiciones de mortalidad subyacentes. De esta forma dado M_{xt} , comenzamos por ajustar una función logística a las tasas observadas para $x \geq 80$; dicho ajuste se hace de forma separada para cada sexo.

En concreto, dadas observaciones de D_x y E_x para $x = 80, 81, 82, \dots, 100+$ (donde $x = 100+$ representa el intervalo de edad abierto final de 100 y más años).¹² Se suavizan las tasas observadas, $M_x = D_x / E_x$, mediante el ajuste del modelo de Kannisto para la mortalidad en edades avanzadas (Thatcher, Kannisto y Vaupel 1998), con una asíntota igual a la unidad.¹³ Dicho modelo estima la siguiente función logística subyacente a un modelo de Poisson para las defunciones observadas en edades avanzadas

¹¹ Para el intervalo de edad abierto final de 100 y más años se suprime el segundo término referente a las defunciones en el cálculo de la exposición al riesgo en (2).

¹² El subíndice t se suprime cuando no sea necesario o no haya lugar a confusión.

¹³ Este suavizado se realiza siempre y cuando existan al menos dos $M_x > 0$ para $x \geq 80$. Si existen menos de dos M_x estrictamente positivas, entonces suponemos que M_x es constante e igual a la última tasa estrictamente positiva observada para $x \geq 80$.

$$\mu_x(a, b) = \frac{ae^{b(x-80)}}{1 + ae^{b(x-80)}} \quad (3)$$

donde requerimos que $a \geq 0$ y $b \geq 0$.¹⁴ Suponiendo que las defunciones siguen un proceso de Poisson condicionado, $D_x | E_x \sim \text{Poisson}(E_x \mu_{x+0.5}(a, b))$, obtenemos estimaciones de los parámetros a y b , \hat{a} y \hat{b} , maximizando el logaritmo de la siguiente función de verosimilitud

$$\log L(a, b) = \sum_{x=80}^{100} [D_x \log \mu_{x+0.5}(a, b) - E_x \mu_{x+0.5}(a, b)] + c \quad (4)$$

donde c es una constante (independiente de a y b).¹⁵

Sustituyendo \hat{a} y \hat{b} en la ecuación (3) obtenemos tasas de mortalidad suavizadas para cada sexo, \hat{M}_x , donde $\hat{M}_x = \hat{\mu}_{x+0.5} = \mu_{x+0.5}(\hat{a}, \hat{b})$. La especificación de este modelo restringe \hat{a} y \hat{b} a valores positivos de forma que las tasas de mortalidad no pueden disminuir por encima de $x = 80$. Adicionalmente y aunque el intervalo abierto final de edades es de 100 y más años generamos tasas suavizadas hasta un intervalo abierto final de 110 y más años, que es el intervalo final considerado en la HMD.

Las tasas suavizadas sustituyen a las observadas a partir de una edad y y superiores, donde y se define como la menor edad donde observamos menos de 100 defunciones en cualquiera de los sexos, todo ello dentro de la restricción $80 \leq y < 95$; y en cualquier caso a partir de $x \geq 95$. En otras palabras, utilizamos tasas suavizadas para la mayor edad de las siguientes dos condiciones: (i) $x = 80$, (ii) la menor edad en la que las defunciones

¹⁴ Para satisfacer estas restricciones sobre a y b el procedimiento de cómputo se reparametriza en función de a^* y b^* , donde $a = e^{a^*}$ y $b = e^{b^*}$.

¹⁵ Los valores iniciales para la maximización de (4) se obtienen a partir de la estimación del correspondiente modelo de regresión de Poisson, que también en no lineal. Esta regresión no lineal es inicializada con $a = b = 1$, o lo que es lo mismo, con $a^* = b^* = 0$. El proceso final de maximización de (4) realiza 10 iteraciones iniciales por el método del simplex, al objeto de refinar todavía más las estimaciones iniciales derivadas del modelo de regresión de Poisson, para finalmente utilizar el algoritmo de Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (Press et al. 1988) en las iteraciones finales. Aunque no se encontró ninguna situación de ausencia de convergencia, dado que el procedimiento anterior es no lineal esta posibilidad siempre existe. En este caso se previó la utilización del método de regresión lineal descrito en versiones anteriores del protocolo de la HMD (Wilmoth 2002). Dicho método se basa en una estimación por

mínimos cuadrados ponderados (WLS) de la regresión de $Y_x = \log\left(\frac{M_x}{1 - M_x}\right)$ sobre $X = x + \frac{1}{2}$

y una constante, utilizando como pesos D_x , y recuperando las tasas suavizadas a partir de los

valores ajustados de dicha regresión, \hat{Y}_x , como $\hat{M}_x = \frac{e^{\hat{Y}_x}}{1 + e^{\hat{Y}_x}}$.

Todos los cálculos de este trabajo fueron programados en WinRATS, versión 7.10 (<http://www.estima.com>).

observadas en cualquiera de los dos sexos sean inferiores a 100;¹⁶ y en cualquier caso siempre para $x \geq 95$, independientemente del número de defunciones observadas. La utilización de tasas suavizadas comienza en la misma edad para ambos sexos, varones y mujeres. Así pues, la tabla de mortalidad de periodo para cada sexo se construye a partir del siguiente vector de tasas de mortalidad para la población: $M_0, M_1, M_2, \dots, M_{y-1}, \hat{M}_y, \hat{M}_{y+1}, \dots, \hat{M}_{109}, \dots, \hat{M}_{110}$.

Después de la obtención de las tasas suavizadas para ambos sexos es necesario obtener las correspondientes tasas suavizadas para el total de la población como media ponderada de las tasas para varones y mujeres. Estas se obtienen a partir de la fórmula

$$\hat{M}_x^T = w_x^M \hat{M}_x^M + (1 - w_x^M) \hat{M}_x^V \quad (5)$$

donde los superíndices T , M y V hacen referencia al total de la población, a las mujeres y a los varones respectivamente, y w_x^M representa el peso asignado a la tasa de mortalidad de las mujeres de edad x , pero estos pesos deben todavía ser determinados.

Para las tasas de mortalidad observadas, los pesos en (5) se igualan de hecho con las proporciones correspondientes de exposición al riesgo para cada sexo. En concreto,

$$\pi_x^M = \frac{E_x^M}{E_x^M + E_x^V} = \frac{E_x^M}{E_x^T} \quad (6)$$

Para las tasas de mortalidad suavizadas dichos pesos también podrían ser calculados a partir de las exposiciones al riesgo observadas, pero debido a fluctuaciones aleatorias en los valores a edades avanzadas, la serie resultante de tasas de mortalidad suavizadas para el total de la población no sería tan suave como las correspondientes para cada sexo por separado, varones y mujeres. En consecuencia se procede a suavizar las proporciones π_x^M mediante el ajuste de una función logística por mínimos cuadrados ponderados (WLS). En concreto se ajusta la ecuación

$$z = \text{logit}(\pi_x^M) = \log\left(\frac{\pi_x^M}{1 - \pi_x^M}\right) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + u \quad (7)$$

¹⁶ Puesto que las defunciones de varones en edades avanzadas son típicamente inferiores a las defunciones de mujeres, la edad a partir de la cual se utilizan tasas suavizadas viene determinada normalmente por la condición de que las defunciones de varones sean inferiores a 100, en el caso de que esta condición sea operativa.

para $80 \leq x \leq 100$ y utilizando como pesos E_x^T . Obviamente sólo se incluyen las observaciones para las que $0 < \pi_x^M < 1$, ya que de otra forma $\text{logit}(\cdot)$ no está definido.

Los pesos finales de (5) se obtienen a partir de los valores ajustados de (7), $\hat{z} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2$, y deshaciendo la transformación $\text{logit}(\cdot)$,

$$w^M = \hat{\pi}_x^M = \frac{e^{\hat{z}}}{1 + e^{\hat{z}}} \quad (8)$$

A partir de (8), las correspondientes tasas suavizadas de mortalidad para el total de la población se obtienen como

$$\hat{M}_x^T = \hat{\pi}_x^M \hat{M}_x^M + (1 - \hat{\pi}_x^M) \hat{M}_x^V \quad (9)$$

Finalmente suponemos, como es habitual, que las tasas de mortalidad observadas en la población coinciden con las tasas de mortalidad de una generación dada (es decir, las tasas de la propia tabla de mortalidad). Esto es, denotando por m_x las tasas de mortalidad específicas por edad para una generación, suponemos que $m_x = M_x$ para $x = 0, 1, \dots, y - 1$, $m_x = \hat{M}_x$ para $x = y, y + 1, \dots, 109$, y ${}_y m_{110} = {}_\infty \hat{M}_{110}$ para el intervalo abierto final de 110 y más años.¹⁷ Teóricamente este supuesto sólo es correcto cuando la estructura de edades de la población actual es idéntica a la estructura de edades de una población estacionaria en cada intervalo de edad (Preston, Keyfitz y Schoen 1972; Keyfitz 1979; Preston, Heulevine y Guillot 2001). Sin embargo, desde un punto de vista práctico, en la mayoría de casos las desviaciones respecto a este supuesto son probablemente pequeñas y de escasa importancia para intervalos de edad de un año (edades simples) y evita la adopción de los métodos iterativos propuestos por Keyfitz (1966, 1968, 1970).

A continuación debemos convertir las tasas de mortalidad m_x en probabilidades de muerte específicas por edad, q_x . Sea a_x el número medio de años vividos en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ por aquellas personas que mueren a la edad x . Calculamos q_x a partir de m_x y a_x de acuerdo con la fórmula (Greville 1943; Chiang 1968)

$$q_x = \frac{m_x}{1 + (1 - a_x) m_x} \quad (10)$$

¹⁷ El proceso de suavizado nos permite extender la tabla de mortalidad hasta un intervalo abierto final de 110 y más años a pesar de que las observaciones sobre defunciones y población por edades sólo se extienden hasta los 100 y más años.

para $x = 0, 1, 2, \dots, 109$. Supondremos $a_x = \frac{1}{2}$ para edades simples excepto para $x = 0$.¹⁸ Finalmente para el intervalo abierto final imponemos la condi-

ción de consistencia, ${}_{\infty}a_{110} = \frac{1}{{}_{\infty}m_{110}}$ y en consecuencia ${}_{\infty}q_{110} = 1$.

Obsérvese que (10) indica que, para una generación, la conversión de m_x a q_x depende de un solo parámetro: a_x , el número medio de años vividos en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ por aquellas personas que mueren en dicho intervalo. Ninguna otra información es necesaria para realizar dicha conversión, y cualquier otra información adicional es redundante. El valor $a_x = \frac{1}{2}$ supone que aquellas personas que fallecen en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ lo hacen, por término medio, en la mitad del intervalo.

Este supuesto no es realista para $x = 0$, en este caso los fallecimientos ocurren en los primeros momentos de la vida. Por ello para esta edad utilizamos las fórmulas para a_0 sugeridas por Preston, Heulevine y Guillot (2001, página 48), y que han sido adaptadas del modelo de tablas de mortalidad de Coale y Demery (1983). Por tanto, si

$$m_0 \geq 0.107 \quad \text{entonces} \quad a_0 = \begin{cases} 0.350 & \text{para mujeres} \\ 0.330 & \text{para hombres} \end{cases} \quad (11)$$

Por otra parte, si

$$m_0 < 0.107 \quad \text{entonces} \quad a_0 = \begin{cases} 0.053 + 2.800 \cdot m_0 & \text{para mujeres} \\ 0.045 + 2.684 \cdot m_0 & \text{para hombres} \end{cases} \quad (12)$$

Para el total de la población calculamos a_0 como

$$a_0^T = \frac{a_0^M D_0^M + a_0^V D_0^V}{D_0^M + D_0^V} \quad (13)$$

donde los superíndices T , M y V hacen referencia al total de la población, a las mujeres y a los varones respectivamente, y donde D_0^i son el total de defunciones (las de ambos triángulos de Lexis) a la edad de cero años para la población de referencia, $i = M, V$.

Para completar el resto de funciones biométricas de la tabla de mortalidad procedemos de la siguiente forma. Sea p_x la probabilidad de supervivencia en el intervalo de edad $[x, x + 1)$,

¹⁸ Eurostat (Calot y Sardon 2004) propone una fórmula alternativa para la estimación directa de q_0 que no se basa en el ajuste de a_0 , sino en las defunciones para $x = 0$ clasificadas por triángulos de Lexis, la población de cero años al comienzo del periodo y los nacimientos ocurridos a lo largo del año.

$$p_x = 1 - q_x \quad (14)$$

para cualquier edad x . Sean $l_0 = 100.000$ el número inicial de nacidos de la generación ficticia de la tabla de mortalidad. Entonces, el número de supervivientes, l_x , (de estos 100.000 iniciales) a la edad x es

$$l_x = l_{x-1} \cdot p_{x-1} = l_0 \cdot \prod_{i=0}^{x-1} p_i \quad (15)$$

y la distribución de fallecidos por edad, d_x , en la tabla de mortalidad es

$$d_x = l_x \cdot q_x = l_x \cdot (1 - p_x) = l_x - l_x p_x = l_x - l_{x+1} \quad (16)$$

para $x = 0, 1, 2, \dots, 109$. Para el intervalo abierto final la condición de consistencia implica que ${}_{\infty}d_{110} = l_{110}$.

Los años-persona, L_x , vividos por la generación de la tabla de mortalidad en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ vienen dados por

$$L_x = l_{x+1} + a_x \cdot d_x \quad (17)$$

puesto que l_{x+1} representa los años-persona vividos en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ por los supervivientes de la generación en dicho intervalo y $a_x d_x$ representa la contribución a los años-persona de aquellos que fallecen en el intervalo de edad (el número de fallecidos, d_x , por el tiempo medio de vida de los mismos en el intervalo correspondiente, a_x). Desde el punto de vista del cálculo una forma conveniente para L_x , utilizando (14), (15) y (16), es

$$L_x = l_x - (1 - a_x) \cdot d_x \quad (18)$$

para $x = 0, 1, 2, \dots, 109$. De nuevo para el intervalo abierto final la condición de consistencia implica que ${}_{\infty}L_{110} = {}_{\infty}a_{110} \cdot l_{110}$. Los años-persona que restan por vivir en la generación de la tabla de mortalidad para los individuos de edad x , T_x , vienen dados por

$$T_x = \sum_{i=x}^{109} L_i + {}_{\infty}L_{110} \quad (18)$$

para $x = 0, 1, 2, \dots, 109$. Para el intervalo abierto final, $T_{110} = {}_{\infty}L_{110}$.

Dado que la esperanza de vida, e_x , es el número medio de años de vida futura a una edad exacta x , para los supervivientes que alcanzan dicha edad, bajo el supuesto de que los años vividos por todos ellos se reparten por igual. La esperanza de vida se obtiene como

$$e_x = \frac{T_x}{l_x} \quad (19)$$

para $x = 0, 1, 2, \dots, 110$. Así, la esperanza de vida al nacer, e_0 , representa el número de años que pueden esperar vivir en promedio los miembros de la generación de la tabla de mortalidad en el momento de su nacimiento; y la esperanza de vida a los 65 años, e_{65} , representa el número de años que pueden esperar vivir en promedio los miembros de dicha generación en el momento de cumplir 65 años. Existe, por tanto una esperanza de vida característica para cada edad y todas ellas pueden variar a lo largo del tiempo al ir cambiando la mortalidad.

La derivación deja claro que la interpretación habitual de la esperanza de vida como los años que en promedio pueden esperar vivir los individuos de una sociedad en un momento del tiempo a una edad dada es correcta si y sólo si se mantienen las mismas condiciones de mortalidad para la generaciones futuras, o dicho de otra forma, la población es estacionaria en cada intervalo de edad.

Siguiendo las recomendaciones de la HMD las tablas iniciales derivadas en Goerlich y Pinilla (2004, 2005a, 2006 y 2007) comienzan siempre calculando tablas de mortalidad completas (para edades simples), desagregando las poblaciones si ello es necesario. A partir de estas tablas completas se obtienen las correspondientes tablas abreviadas (para grupos de edad quinquenales, manteniendo siempre separado el intervalo de edad del primer año de vida). Esta forma de proceder, en lugar de un cálculo directo de tablas de mortalidad abreviadas a partir de datos agregados en grupos quinquenales, garantiza la consistencia entre ambos conjuntos de tablas y proporciona los mismos valores de e_x y otras funciones biométricas entre tablas.

El procedimiento de extracción de tablas abreviadas a partir de las tablas completas puede ser descrito en dos etapas y es aplicable a cualquier intervalo de edad, n .

- 1) Extraer los valores de l_x , T_x y e_x para la tabla abreviada directamente de la tabla completa.¹⁹
- 2) Calcular ${}_nL_x = T_x - T_{x+n}$, ${}_nd_x = l_x - l_{x+n}$ y ${}_nq_x = \frac{{}_nd_x}{l_x}$, donde para el (nuevo) intervalo abierto final, $[x', \infty)$, la condición de consistencia implica ${}_\infty L_{x'} = T_{x'}$, ${}_\infty d_{x'} = l_{x'}$ y ${}_\infty q_{x'} = 1$.

¹⁹ Obsérvese que es suficiente con extraer l_x y e_x , puesto que, dado, (19) $T_x = e_x l_x$.

Utilizamos la convención estándar en demografía que utiliza como prefijo el subíndice n para referirse a la longitud del intervalo de edad cuando este es superior al año y en aquellas magnitudes donde este intervalo es relevante.

Normalmente n es igual a 5 ó 10, pero puede ser cualquier intervalo, incluso no es necesario que n sea constante a lo largo de toda la distribución de edades (n_x), de hecho el primer año de edad se suele mantener separado por sus especiales características. Adicionalmente x' se suele fijar en 85, 100 ó 110.

2.2 ESPERANZAS DE VIDA LIBRES DE DISCAPACIDAD (EVLVD)

Para calcular esperanzas de vida en salud se requiere, una vez definida la acepción de salud que vamos a considerar, incorporar en la metodología anterior una forma de introducir ajustes por estados de salud. Es fácil observar que la tabla de mortalidad describe un proceso de transición de un estado (vida) a otro (muerte), en el que este segundo estado es absorbente (no es posible salir de él) y que básicamente todo lo que necesitamos es calcular la probabilidad de transición entre ambos estados a las diferentes edades. Por ello las tablas de mortalidad descritas en el apartado anterior se las conoce en ocasiones como tablas de mortalidad de decrementos únicos (sólo es posible una única transición de un estado —vida— a otro —muerte— del que ya no es posible salir; Preston, Heulevine y Guillot 2001, capítulo 3).

Realizar ajustes por estados de salud implica añadir estados y ser capaces de medir la probabilidad de transición entre todos los estados considerados. Así pues, si el estado "vida" lo dividimos en "salud" y "discapacidad", deberemos ser capaces de medir las probabilidades de transición entre "salud" y "discapacidad", entre "salud" y "muerte" y entre "discapacidad" y "muerte". Además, si la discapacidad no es un estado absorbente, también deberemos medir la probabilidad de transición de "discapacidad" a "salud" nuevamente.

Si somos capaces de medir estas probabilidades y todos los estados son absorbentes, entonces la metodología anterior puede ser extendida sin demasiadas dificultades dando lugar a las denominadas Tablas de Mortalidad de decrementos múltiples (Preston, Heulevine y Guillot 2001, capítulo 4). Cuando parte de los estados son reversibles entonces la metodología se complica, pero la teoría para la medición está actualmente disponible basada en los procesos de Markov y da lugar a las denominadas Tablas de Mortalidad de incrementos y decrementos múltiples (Preston, Heulevine y Guillot 2001, capítulo 12). La metodología para la proyección de estilos de vida desarrollada en el Instituto Demográfico e Interdisciplinar de los Países Bajos (*Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute* [NIDI]) está basada en este tipo de tablas multiestado en el que unos estados son ab-

sorbentes y otros no (Van Imhoff y Keilman 1991; Van Imhoff 1994a, 1994b).

Medir las probabilidades de transición entre estados requiere, (i) o bien información de registros exhaustiva, similares a los de mortalidad, pero referentes a los cambios de estado de salud entre los individuos, de forma que sea posible una estimación razonable de tasas similares a (1) a partir de las que determinar las probabilidades de transición bajo supuestos similares a los utilizados en la elaboración de la Tabla de Mortalidad estándar; o (ii) la disponibilidad de datos longitudinales sobre individuos en el que observemos las transiciones que ellos experimentan a lo largo de un periodo determinado de observación y la utilización de modelos estadísticos de razón de fallo (*Hazard rate models*) que estimen dichas probabilidades (Lièvre, Brouard y Heathcote 2003).

Esta información no está disponible en España, ni tampoco en la mayoría de países, con generalidad. Por ello la literatura ha buscado métodos alternativos que requieran menor volumen de información y que permitan una aproximación razonable al cálculo de las esperanzas de vida en salud, sin que sea necesario conocer las probabilidades de transición entre estados.

Sin duda alguna el método indirecto más utilizado es el conocido como el método de Sullivan (1971) y cuyos antecedentes se encuentran en el intento de Sanders (1964) de utilizar la tabla de mortalidad para calcular la probabilidad de supervivencia teniendo en cuenta el estado funcional de los individuos. Existen otros métodos indirectos (Albarrán, Ayuso, Guillén y Monteverde 2001, Monteverde 2004, Guillén 2006), pero sin duda alguna el método de Sullivan es el más extendido, el que menos requerimientos informativos precisa y el que ha sido objeto de atención por parte de los organismo internacionales. De hecho el indicador años de vida en buena salud (*Healthy Life Years* [HLY]) calculado por Eurostat como indicador estructural para los estados miembros de la Unión Europea no es más que la Esperanza de Vida Libre de Discapacidad (EVLD) calculada por el método Sullivan (1971). También es este el método propugnado por la OMS en su compilación de estadísticas internacionales (OMS 2008), el utilizado por el Ministerio de Sanidad en los Indicadores Clave del Sistema Nacional de Salud (MSC 2007), o el utilizado por el INE en el informe general sobre la *Encuesta de Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud* de 1999 (INE 2005b).

El método Sullivan es sencillo y se encuentra bien descrito en EHEMU (2007) desde un punto de vista práctico.²⁰ A partir de una tabla de morta-

²⁰ Un antecedente de este documento se encuentra en Jagger (2001), ya que la *European Health Expectancy Monitoring Unit* (EHEMU, <http://www.ehemu.eu/>) es un proyecto que, financiado por la Comunidad Europea, emanó de la red internacional REVES sobre esperanzas en salud y procesos de discapacidad (<http://reves.site.ined.fr/en/>), en su versión europea, Euro-REVES. En la actualidad el proyecto EHEMU tiene continuación en el proyecto *European*

lidad convencional, construida por los métodos expuestos en el epígrafe anterior, el método Sullivan consiste fundamentalmente en un ajuste, para cada edad, de los años-persona, L_x , vividos por la generación de la tabla de mortalidad, a partir de unas tasas de prevalencia observadas específicas por edades, θ_x , y correspondientes al estado de salud cuya esperanza se desea calcular.

Desde un punto de vista teórico θ_x debe ser una tasa de la misma forma que lo es la tasa de mortalidad definida en (1), es decir se trata de un cociente de flujos para un periodo determinado (t). El numerador debe estar constituido por el número de transiciones entre estados o por una estimación de los años-persona vividos en el estado de salud bajo consideración durante el periodo de que se trate, mientras que por su parte el denominador debe estar constituido por la población expuesta al riesgo durante dicho periodo de calendario en el intervalo de edad correspondiente, $[x, x + 1)$.

En la práctica, las tasas de prevalencia se obtienen a partir de encuestas y se calculan como un cociente entre las personas que se encuentran en el estado de salud considerado en un momento del tiempo y la población total, tal y como es recogida en la encuesta. Se trata por tanto de una proporción, ya que se calcula como un cociente entre stocks. Aunque esta es la práctica habitual no deja de representar una cierta inconsistencia teórica y notacional, ya que estamos designando como tasa, lo que en realidad es una proporción.

Así pues, si L_x son los años-persona de la tabla de mortalidad y θ_x es la prevalencia a la discapacidad en el intervalo de edad $[x, x + 1)$, la cantidad $S_x = (1 - \theta_x)L_x$ representa los años-persona vividos sin discapacidad por la generación de la tabla de mortalidad en el intervalo de edad $[x, x + 1)$. Si ${}_{\infty}\theta_{110}$ representa la tasa de prevalencia en el intervalo final abierto de 110 y más años, los años-persona que restan por vivir sin discapacidad en la generación de la tabla de mortalidad para los individuos de edad x , T_x^* , vienen dados por

$$T_x^* = \sum_{i=x}^{109} (1 - \theta_i)L_i + (1 - {}_{\infty}\theta_{110}) {}_{\infty}L_{110} \quad (20)$$

para $x = 0, 1, 2, \dots, 109$. Para el intervalo abierto final, $T_{110}^* = (1 - {}_{\infty}\theta_{110}) {}_{\infty}L_{110}$.

A partir de aquí la lógica anterior permite definir la esperanza de vida libre de discapacidad (EVLVD), e_x^* , como el número medio de años de vida futura

sin discapacidad a una edad exacta x , para los supervivientes que alcanzan dicha edad, bajo el supuesto de que los años vividos sin discapacidad por todos ellos se reparten por igual. De esta forma la esperanza de vida libre de discapacidad se obtiene como

$$e_x^* = \frac{T_x^*}{l_x} \quad (21)$$

para $x = 0, 1, 2, \dots, 110$. Así, la esperanza de vida libre de discapacidad al nacer, e_0^* , representa el número de años que pueden esperar vivir sin discapacidad en promedio los miembros de la generación de la tabla de mortalidad en el momento de su nacimiento; y la esperanza de vida libre de discapacidad a los 65 años, e_{65}^* , representa el número de años que pueden esperar vivir sin discapacidad en promedio los miembros de dicha generación en el momento de cumplir los 65 años de edad.

Se observa pues que la derivación de la EVLD por el método Sullivan está expuesta a las mismas limitaciones que la esperanza de vida habitual. En concreto, sólo es posible interpretar la EVLD como los años que en promedio pueden esperar vivir sin discapacidad los individuos de una sociedad en un momento del tiempo a una edad dada, si y sólo si, se mantienen las mismas condiciones de mortalidad y morbilidad (discapacidad) para las generaciones futuras, o dicho de otra forma, la población es estacionaria en cada intervalo de edad no sólo en lo referente a la mortalidad, sino también en lo referente a la morbilidad relativa al estado de salud que estamos considerando.

Obsérvese que el método Sullivan obvia la estimación de las transiciones entre estados de salud. A pesar de ello la literatura reciente ha mostrado sus buenas propiedades bajo hipótesis similares a las necesarias para justificar las tablas de mortalidad de periodo convencionales, y cuya metodología básica se expuso en el epígrafe anterior (Imai y Soneji 2007).

Puesto que $\theta_x \geq 0$ para algún x , se sigue que $e_x^* \leq e_x$, con igualdad sólo en el caso de que no existan problemas de salud. De esta forma la EVLD descompone la esperanza de vida tradicional en aquella parte que debemos esperar que los individuos de una sociedad vivan sin problemas de salud, e_x^* , y aquella parte que debemos esperar que vivan con discapacidad, $e_x - e_x^* \geq 0$. Por ello, no sólo es importante examinar los valores absolutos, sino también los relativos, es decir el porcentaje de años que los individuos pueden esperar vivir, en promedio, sin discapacidad, $100 \cdot \frac{e_x^*}{e_x}$.

Es primordial recordar, a efectos interpretativos, que esta descomposición no dice nada acerca del periodo temporal vital en el que los individuos sufren los problemas de salud. En ocasiones se hace el supuesto instrumental de que los años de discapacidad se acumulan al final de la vida, en las etapas previas a la muerte, pero esto no se deriva en absoluto de la forma de cálculo del indicador. Es posible que esta interpretación que se hace en ocasiones derive del modelo general de transiciones entre estados de salud de la OMS (OMS 1984), pero nada en la construcción de la EVLD sugiere esta distribución de los años con discapacidad. La pérdida de salud, en la mayoría de sus variantes, no tiene por qué ser irreversible.

Finalmente señalar que podemos distinguir básicamente dos escenarios en el examen de la relación en las tendencias entre esperanza de vida (EV) y esperanza de vida libre de discapacidad (EVLD, o esperanza de vida en salud más generalmente):

- a) Si la EVLD crece más rápidamente que la EV, y en consecuencia la proporción del tiempo que viven los individuos en buena salud aumenta, entonces estamos ante un escenario de *compresión de la morbilidad*.
- b) Si la EVLD evoluciona por debajo de la EV, entonces la proporción del tiempo que viven los individuos en mala salud aumenta, y estamos ante un escenario de *expansión de la morbilidad*.

En este último caso es posible distinguir dos situaciones, cuando la EVLD crece, pero a un menor ritmo que la EV, y cuando la EVLD disminuye, aún a pesar de que la EV pueda estar creciendo. Cantidad y calidad de años de vida evolucionan en este último caso de forma opuesta.

3. FUENTES DE INFORMACIÓN

3.1 TABLAS DE MORTALIDAD

Las tablas elaboradas por Goerlich y Pinilla (2004, 2005a, 2006 y 2007) cubren el periodo 1975-2006 en intervalos anuales y niveles de desagregación geográfica nacional y regional: Comunidades Autónomas y Provincias. El ámbito demográfico es la población residente a uno de enero de cada año y las tablas se calculan para el total de la población y para cada sexo por separado.

La información sobre *defunciones* procede de los microdatos del Movimiento Natural de la Población (MNP) disponibles en el INE (<http://www.ine.es>) lo que nos permite su clasificación según todos los criterios requeridos y no plantean mayor problema.

Para la *población* debemos distinguir el periodo 1975-2001 para el que se utilizan las estimaciones intercensales de población, del periodo 2002-2006 para el que se utilizan las estimaciones de población actual (ePOBa). Por tanto, las tablas generadas para este último periodo deben considerarse provisionales hasta que se disponga de unas nuevas estimaciones intercensales.

La información disponible sobre población ha sufrido algunas alteraciones, ganando en disponibilidad a lo largo del tiempo, por lo que requiere algunos comentarios adicionales.

A partir de 1981, a nivel nacional y por CC. AA., los datos están disponibles por sexos y edades simples a hasta un intervalo abierto final de 100 y más años.²¹ Para el periodo 1975 a 1980 el intervalo abierto final es de 85 y más años en las estimaciones intercensales por lo que hubo que proceder a su estimación para las edades de 85 hasta los 100 y más años.

A nivel nacional, para 1980 se tomó la distribución porcentual de la población a 1 de enero de 1981 para las edades de 85 a 100 y más años, y esta distribución se aplicó al total de la población. Tomando como dada esta distribución por edades para el total de la población se procedió de igual forma para cada sexo y se ajustaron las cifras al total para cada edad me-

²¹ Para el periodo 1981-2001 y las CC. AA. los datos por edades simples por encima de los 85 años fueron suministrados directamente por el INE, no encontrándose disponibles en su *web*. Como se explica en la parte metodológica, aunque los datos disponibles se extienden hasta los 100 y más años, y este es el intervalo final considerado en los datos, el proceso de suavizado de las tasas de mortalidad nos permite generar tablas hasta un intervalo abierto final de 110 y más años.

diante el método RAS (Bacharach 1971), ajustándose los datos a valores enteros.²² A continuación se procedió de forma idéntica secuencialmente para los años 1979 a 1975. A nivel de CC. AA. el proceso se centró en distribuir los anteriores valores nacionales entre las diferentes regiones. Para ello se aplicó, para cada año, un ajuste RAS triproporcional a nivel de edades, sexos y CC. AA.

A nivel provincial la información disponible es inicialmente menor (salvo en el caso de las CC. AA. uniprovinciales). Para las estimaciones intercensales, 1975-2001, sólo se dispone de poblaciones por grupos de edad quinquenales hasta un intervalo abierto final de 85 y más años. Para este periodo, y dadas las estimaciones para las CC. AA., se aplicó el mismo procedimiento de ajuste RAS triproporcional a nivel de grupo de edad, sexos y provincias dentro de cada CC. AA. pluriprovincial. A partir de 2002 el INE publica ePOBa por edades simples a este nivel de desagregación geográfica hasta los 100 y más años y en consecuencia no se realiza estimación alguna.

Finalmente señalar que Ceuta y Melilla aparecen conjuntamente dentro de las estadísticas demográficas de las CC. AA. hasta 1991, pero a partir de dicho año (inclusive) aparecen de forma separada en las estimaciones intercensales, disponiéndose de las poblaciones requeridas al nivel de desagregación necesario. Por ello a partir de dicho año no se requiere efectuar ninguna estimación adicional en las poblaciones de estas ciudades autónomas.

3.2 ESPERANZAS DE VIDA LIBRES DE DISCAPACIDAD

La información sobre las tasas de prevalencia para el cálculo de las EVLD procede de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) como parte del conjunto de operaciones estadísticas armonizadas en el contexto de la Unión Europea (EU-SILC), actualmente disponible para los años 2004, 2005 y 2006, y que ha venido a sustituir al Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, *European Community Household Panel-ECHP*) realizado durante el periodo 1994-2001.

Esta es la fuente de información utilizada por Eurostat para el cálculo del indicador estructural años de vida en buena salud (HLY) para los diferentes estados miembros a partir de una fuente de información homogénea y

²² Hasta la última actualización de la ePOBa por parte del INE (23 de abril de 2009) la política de difusión de las cifras de población era ofrecer siempre valores naturales. Esto ha cambiado recientemente. Actualmente la descarga de los datos de la ePOBa indica que: "los resultados de esta operación estadística se ofrecen, desde 2009, con cifras decimales, para así garantizar la total coherencia territorial de los mismos y la perfecta consistencia entre flujos demográficos y stocks de población en todos los niveles de desagregación considerados". Nota de descarga en los ficheros PC-Axis.

comparable. Por ello básicamente la finalidad de este trabajo es explorar la posibilidad de utilizar la misma fuente de información a nivel regional (Comunidades Autónomas).

La ECV recoge información sobre el estado de salud para las personas adultas (16 o más años) de los hogares que forman la muestra. Además de la autoevaluación del estado general de salud en una escala ordinal de 1 a 5 (información que podría ser utilizada para el cálculo de la esperanza de vida en buena salud), la ECV recoge diferentes dimensiones de la salud, física o mental, del individuo. En concreto, el cálculo de las tasas de prevalencia para la obtención de la EVLD utiliza la misma información que Eurostat, y que procede de la pregunta siguiente:

(Código: PH030) ***¿Se ha encontrado limitado en el desarrollo de su actividad diaria durante los últimos 6 meses (o cree que vaya a estarlo durante al menos 6 meses) por un problema de salud?***

Se consideran tres situaciones posibles en cuanto a limitación:

1. Si, intensamente
2. Si, hasta cierto punto
3. No.

La actividad diaria se refiere a aquellas actividades cotidianas que una persona realiza habitualmente, como por ejemplo, salir de compras o acudir al trabajo. Por otra parte, se considera que una actividad está limitada por un problema de salud física o mental cuando así lo estima el informante, se trata pues de una autoevaluación (INE 2005a, página 95). Finalmente obsérvese que nada en la pregunta sugiere que la limitación tenga porque ser irreversible, de forma que el estado de salud que consideramos no tiene porque ser, en absoluto, absorbente.

A efectos prácticos, para el cálculo de la EVLD consideraremos que una persona está discapacitada cuando presente alguna limitación, es decir, cuando conteste afirmativamente alguna de las dos primeras opciones anteriores y consideraremos libre de incapacidad sólo a quienes respondan que no poseen ninguna limitación. A partir de estas respuestas obtenemos las tasas de prevalencia de incapacidad para las diferentes edades con las que calcular e_x^* , dadas las tablas de mortalidad convencionales. Así pues, la tasa de prevalencia se obtiene como el cociente entre las personas discapacitadas (con limitación) y la población correspondiente (valores muestrales corregidos con los factores de elevación de la encuesta).

Sin embargo, todavía hay una serie de ajustes que debemos realizar antes de que podamos utilizar estas tasas de prevalencia.

1. La información no es lo suficientemente detallada como para obtener tasas de prevalencia por edades simples y sexos, ni siquiera a nivel nacional, por ello se calcularon tasas para grupos de edad quinquenales. En consecuencia, las tablas de mortalidad fueron agregadas, por el método descrito en el epígrafe anterior, en intervalos quinquenales, hasta un intervalo abierto final de 85 y más años.
2. La ECV sólo recoge esta información para los adultos, definidos como personas de 16 o más años, por ello la tasa de prevalencia obtenida para el intervalo de edad [16, 20) se aplicó al intervalo [15, 20).
3. Para los intervalos de edad anteriores (hasta los 15 años) se consideró que la tasa de prevalencia es la mitad de la obtenida para el intervalo de edad [16, 20).²³
4. Las personas de 80 o más años aparecen agrupadas. Por este motivo se consideró que la tasa de prevalencia para el grupo de edad [80, 85) es la misma que para el intervalo abierto final de 85 y más años.

Se trata de los mismos supuestos realizados por Eurostat en la obtención de su indicador HLY.²⁴

No es difícil observar la diferente naturaleza en las fuentes de información utilizadas, para elaborar las tablas de mortalidad por una parte y para ajustar estas por discapacidad por otra. Mientras que en el primer caso se trata de registros exhaustivos sobre defunciones y recuentos completos de población residente (aunque en la práctica se trate de estimaciones de población que toman como punto de referencia los censos correspondientes), en el segundo caso se trata de: (i) datos procedentes de encuestas (un subconjunto representativo de la población) y (ii) una autoevaluación (frente a un hecho cierto, la muerte, que se anota en un registro administrativo). Estas diferencias en el origen de los datos deben ser tenidas en cuenta para una posible interpretación de las tendencias en la EVLD.

En concreto, mientras que la estimación de la EV es bastante robusta a pequeñas imperfecciones en los datos y los métodos de cálculo utilizados, ello no es en absoluto cierto para la EVLD. Además de los verdaderos cambios en la salud de la población hay otros aspectos que pueden afectar a las estimaciones de la EVLD y que deben ser tenidos en cuenta para eva-

²³ Este supuesto es posible que sea demasiado optimista. Las tasas de prevalencia obtenidas a partir de la EDDS 1999 (aunque utilizando un concepto de discapacidad diferente), muestran tasas de prevalencia comparables para las edades anteriores a los 15 años con las del intervalo [15, 20) (INE 2005b, cuadro 1, página 107).

²⁴ http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/EN/hlth_hlye_esms.htm y http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/Annexes/hlth_hlye_esms_an1.pdf. Consultado el 8 de abril de 2009.

luar correctamente su evolución. Entre ellos conviene tener presente los siguientes aspectos:

- a) La forma en la que “medimos la salud” puede cambiar, mientras que la salud real de la población no. En este sentido la pregunta utilizada en las encuestas puede alterarse ligeramente, a veces de forma imperceptible, y estos pequeños cambios pueden afectar notablemente a las respuestas, y en consecuencia a nuestra “medida de salud”. Mostrar diversas esperanzas de vida en salud es una forma de tratar de clarificar este tipo de situaciones.
- b) La percepción de la salud de un individuo puede cambiar, mientras que su salud real no. Ello es posible, por ejemplo, si cambia su entorno. Si la salud general de la población mejora sustancialmente, algunos individuos pueden tolerar menos sus problemas de salud (aunque estos no hayan cambiado) y responder con mayor frecuencia que presentan ciertas limitaciones. Del mismo modo, si el entorno de las personas con limitaciones mejora (por ejemplo, como resultado de mejoras en su accesibilidad a determinados lugares), la propia percepción de las limitaciones de una persona puede ser menor y por tanto responder con menor frecuencia que presenta limitaciones en su actividad.
- c) Aunque lo aconsejable es medir la salud del total de la población este puede no ser normalmente el caso con encuestas.

Por una parte, todas las encuestas sufren del problema de la “falta de respuesta”, y esta puede no ser aleatoria. Si la falta de respuesta es sistemática en relación a cuestiones de salud (por ejemplo, aquellos con mayores limitaciones pueden no responder la encuesta con mayor frecuencia, y esta situación puede además ser diferente por sexos y edades) este deterioro de la representatividad acabará afectando a los resultados en una forma poco predecible.

Por otra parte, el propio diseño muestral puede excluir una parte relativamente importante de la población a nuestros efectos. Este es el caso de la ECV, en la que las unidades últimas de muestreo son las viviendas familiares principales,²⁵ excluyéndose de esta forma todas personas que residen en centros especiales y que normalmente presentan problemas de salud o dependencia.²⁶ En este mismo sentido, un cambio de política de ayuda a los dependientes, con una mayor ayuda en sus domicilios en lugar de en centros especializados o viceversa, puede ocasionar cambios aparentes en la EVLD ocasionados en última instancia por problemas de recogida de información o representatividad muestral, como

²⁵ A partir de aquí se incluyen en la muestra los hogares privados residentes en estas viviendas.

²⁶ También es este el caso de la EDDS 1999, aunque no de la EDAD 2008.

ya se ha demostrado en el caso del Reino Unido (Breakwell y Bajekal 2005).

En el caso de comparaciones entre países, o incluso regiones, es posible que la misma pregunta sea recibida con distintas percepciones en los diferentes territorios. Por una parte, hay cuestiones culturales que afectan a la propensión de los individuos a informar sobre las propias limitaciones y estados de salud. Por otra parte, la "misma pregunta" puede no haber sido traducida en los diferentes idiomas de forma que capte el mismo concepto de salud en todos los países. Adicionalmente, la cobertura o los patrones de falta de respuesta pueden ser diferentes entre territorios, incluso en el contexto de una encuesta armonizada como la ECV.

Como ejemplo de estos aspectos es ilustrativo comparar los **años de vida en buena salud** (HLY, equivalentes a la EVLD al nacer según la hemos definido) calculados para España por Eurostat para el periodo 1995-2006, y en el que en los primeros años se utiliza el PHOGUE y más recientemente la ECV. La tabla 1 muestra los resultados para hombres y mujeres, ya que Eurostat no elabora este indicador para el total de la población.

Tabla 1. Años de vida en buena salud

Año	Hombres	Mujeres
1995	64,2	67,7
1996	65,1	68,4
1997	65,5	68,2
1998	65,2	68,2
1999	65,6	69,5
2000	66,5	69,3
2001	66,0	69,2 (e)
2002	66,6 (e)	69,9 (e)
2003	66,8 (e)	70,2 (e)
2004	62,5 (bi)	62,5 (bi)
2005	63,2	63,1
2006	63,7	63,3

Nota: e = valor estimado, b = ruptura en la serie, i = ver texto explicativo (en la fuente original).

Fuente: Eurostat. Consulta 10 marzo 2009.

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=0&language=en&pcode=tsien180>

Examinando los datos con detalle observamos dos hechos llamativos: (i) En 2004 se produce una reducción sustancial de la EVLD, tanto en hombres como en mujeres, y (ii) hasta ese año las mujeres muestran valores sistemáticamente superiores a los de los hombres, algo por encima de los 3 años en promedio, sin embargo a partir de 2004 dicha discrepancia desaparece. El propio Eurostat nos advierte de que en 2004 se produce una ruptura en la serie debido al cambio de fuente en los datos de discapacidad

y que esto limita la comparabilidad entre las cifras anteriores y posteriores a dicho año. Resulta interesante examinar con algo más de detalle esta ruptura.

Para el periodo 1995-2001 las estimaciones de la discapacidad proceden del PHOGUE a partir de la pregunta:

(Código: PH003A) ***¿Le impide alguna enfermedad crónica física o mental, o esta incapacidad o deficiencia, desarrollar su actividad diaria?***

Y que considera las mismas tres posibles respuestas que en el caso de la ECV. De 2004 en adelante la fuente de la discapacidad es la ECV a partir de la pregunta anterior (PH030), mientras que en los años intermedios disponemos de algunas extrapolaciones que aseguran la comparabilidad temporal con los datos procedentes del PHOGUE.

Aunque ambas preguntas no son muy diferentes, pequeños matices son suficientes para generar estimaciones de la EVLD sustancialmente distintas, tanto desde el punto de vista temporal como desde el punto de vista de la comparación entre hombres y mujeres. Así, por ejemplo, en el PHOGUE no existe la referencia temporal a los 6 meses que aparece en la ECV, lo que puede hacer que los entrevistados tengan memoria corta, reporten una menor limitación y esto acabe generando una mayor EVLD con la pregunta del PHOGUE. Por otra parte, en la ECV no aparece referencia alguna a "*enfermedad crónica*" y la percepción ante este adjetivo puede ser diferente en hombre y mujeres, generando la diferencia observada en las estimaciones del PHOGUE, pero no en las de la ECV.²⁷

Así pues, parece que sólo una misma fuente y una misma metodología es capaz de generar resultados comparables, ya sea en el tiempo o en el corte transversal. Por todo ello los resultados de este trabajo no son comparables con los obtenidos a partir de la EDDS 1999 (Gispert et al. 2007), que utiliza una definición claramente diferente de discapacidad de la recogida en la ECV. En concreto la EDDS 1999 entiende por discapacidad "...*toda*

²⁷ A este respecto vale la pena señalar que las preguntas del PHOGUE y de la ECV indicadas en el texto proceden directamente de los cuestionarios individuales, la número 166 en el primer caso y la número 78 en el segundo.

En el caso del PHOGUE esta pregunta es diferente de la que se indica en MSC (2006, p.-4) y que es: *¿Se ha visto limitado en sus actividades diarias por un problema de salud física o mental, una enfermedad o una discapacidad?* Y que resulta ser una traducción más literal de la pregunta en inglés: (PH003A): *Are you hampered in your daily activities by any physical or mental health problem, illness or disability?* Según consta en el documento metodológico de Eurostat:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/Annexes/hlth_hlye_esms_an1.pdf.

En el caso de la ECV (EU-SILC) la correspondiente pregunta en inglés según consta en el mismo documento metodológico de Eurostat es: (PH030): *For at least the past six months, to what extent have you been limited because of a health problem in activities people usually do? Would you say you have been: a) Severely limited; b) Limited but not severely; or c) Not limited.*

limitación grave que se padezca en la actualidad, que afecte de forma duradera a la actividad del que la padece (tiempo que se lleva padeciendo y espera padecer en el futuro sea superior a 1 año) y que tenga su origen en una deficiencia." (INE 1999, página 32, negrita en el original). A su vez, los resultados de la EDDS 1999 no son comparables con los de la EDDM 1986, al basarse en una percepción de nuevo diferente de la discapacidad (Regidor, Rodríguez y Gutiérrez-Fisac 1996; Gispert et al. 2007). Por todo ello no realizaremos comparaciones temporales y nuestro análisis se ceñirá a los resultados derivados de la ECV para el periodo en el que dicha encuesta está disponible.²⁸

Una consideración final en relación a las fuentes de información. A partir de las formulas (20)-(21) resulta obvio que el método Sullivan estima la EVLD simplemente dividiendo los años-persona en cada intervalo de edad en la proporción con y sin discapacidad, y que mientras m_x (que es el origen de L_x) procede de registros exhaustivos, θ_x procede de encuestas. Aunque m_x está sujeta a variabilidad aleatoria (Chiang 1984) resulta evidente que la fluctuación en θ_x es mucho mayor, como consecuencia de la variabilidad muestral. En consecuencia, parece razonable tratar de estimar la incertidumbre asociada a e_x^* , aún bajo el supuesto de que m_x es conocido con certidumbre.

El método estándar para obtener la varianza de e_x^* ignora la variabilidad en m_x y asume que el número de discapacitados dentro de cada intervalo de edad sigue un proceso binomial independiente con probabilidad constante, que es estimada por θ_x (Mathers 1991; Molla, Wagener y Madans 2001). Dados estos supuestos distribucionales, la varianza de e_x^* viene dada por

$$\sigma_{e_x^*}^2 = \frac{1}{l_x^2} \left[\sum_{i=x}^{109} \frac{\theta_i(1-\theta_i)L_i^2}{N_i} + \frac{\theta_{110}(1-\theta_{110})_{\infty}L_{110}^2}{N_{110}} \right] \quad (22)^{29}$$

donde N_x es el número de observaciones de la encuesta en el intervalo de edad $[x, x + 1)$, a partir de las cuales obtenemos θ_x , y N_{110} son las observaciones en el intervalo abierto final.³⁰

²⁸ Lo que si permitiría una mayor comparabilidad en el tiempo utilizando información de diferentes encuestas, incluida la Encuesta Nacional de Salud (ENS), es la llamada *esperanza de vida en buena salud* percibida (EVBS). La razón es que se basa en una pregunta estándar: *¿Cuál en, en general, su estado de salud?*, que se contesta en una escala ordinal con 5 alternativas: *Muy bueno, Bueno, Aceptable, Malo y Muy malo*, y que se ha mantenido estable a través del tiempo y en diferentes encuestas, incluida la ECV.

²⁹ Imai y Soneji (2007, p.-1203) formula (14) derivan un estimador alternativo para la varianza de e_x^* .

³⁰ En la práctica, en nuestra aplicación, N_{85} .

La raíz cuadrada de (22) nos proporciona la desviación típica de e_x^* , a partir de la cual es posible obtener una aproximación normal para un intervalo de confianza al 95% para la EVLD.

Debido a que (22) ignora la variabilidad aleatoria en m_x , esta estimación generalmente subestima la verdadera varianza de e_x^* . Imai y Soneji (2007, secciones 3.4 y A.3) muestran como incorporar esta fuente adicional de incertidumbre, aunque nosotros no la consideraremos en este trabajo ya que como mostró Newman (1988) si la población sobre la que descansan los datos de mortalidad es relativamente grande en relación al tamaño muestral de la encuesta utilizada para obtener las tasas de prevalencia entonces la variabilidad en m_x será pequeña en relación a la variabilidad en θ_x y puede ser ignorada.

4. ESPERANZA DE VIDA EN ESPAÑA DESDE 1975

Esta sección describe brevemente los rasgos más destacados en la evolución de la esperanza de vida en España desde 1975 a partir de las tablas de mortalidad de Goerlich y Pinilla (2004, 2006, 2007). Una visión histórica o de más largo plazo puede verse en Reher y Dopico (1999), Viciano (2004), Goerlich y Pinilla (2005b) o Goerlich (2008).

En primer lugar, hay que destacar que la esperanza de vida sigue creciendo a buen ritmo a todas las edades. La tabla 2 muestra, para el total de la población, la esperanza de vida al nacer, al primer año de vida y a las edades de 30, 45 y 65 años. En ningún caso el crecimiento en la esperanza de vida muestra síntomas de agotamiento. Así, e_0 ha pasado de 73,67 años en 1975 a 80,93 en 2006, lo que significa un crecimiento de 7,26 años a lo largo del periodo. En promedio la esperanza de vida al nacer ha venido aumentando en algo más de un año de edad por cada quinquenio (en concreto 0,23 años de edad por periodo anual con nuestros datos), y este crecimiento no muestra síntomas de debilidad de acuerdo con las últimas cifras disponibles. En este sentido nuestro país parece estar en línea con la evidencia internacional (Oeppen y Vaupel 2002). Este hecho es particularmente visible a partir del gráfico 1, que muestra la esperanza de vida al nacer, para el periodo 1975-2006, junto con una tendencia lineal sobreimpuesta.

Tabla 2. Esperanza de vida a diversas edades. Total población

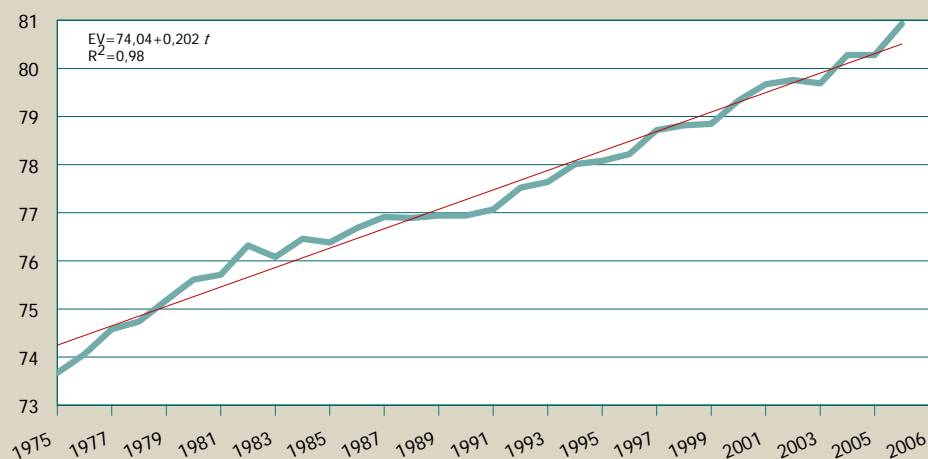
	e_0	e_1	e_{30}	e_{45}	e_{65}
1975	73,67	74,06	46,11	32,04	15,51
1980	75,61	75,52	47,50	33,34	16,51
1985	76,38	76,06	47,96	33,76	16,82
1990	76,94	76,53	48,61	34,54	17,45
1995	78,08	77,51	49,34	35,42	18,19
2000	79,33	78,69	50,35	36,17	18,76
2005	80,28	79,59	51,12	36,81	19,29
2006	80,93	80,23	51,72	37,38	19,84

Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007).

Por su parte, la tabla 2 muestra también como e_{30} ha aumentado en 5,61 años, e_{45} en 5,34 años y e_{65} en 4,33 años en el conjunto del periodo 1975-2006, lo que representan crecimientos notables en todos los casos. Finalmente, comparando e_0 y e_1 resulta interesante constatar cómo superar el primer año de vida aumentaba ligeramente la esperanza de vida hasta finales de los 70, lo que indica que hasta épocas relativamente recientes la

mortalidad infantil era todavía lo suficientemente elevada como para que superar los primeros meses de vida aumentara las posibilidades de supervivencia. Desde principios de los años 80 este ya no es el caso, como consecuencia de drásticas reducciones en la mortalidad infantil, situada hoy en niveles realmente tan bajos que resulta difícil que disminuya mucho más (salvo en el caso de la mortalidad perinatal).

Gráfico 1. Esperanza de vida al nacer. 1975-2006



Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007).

En segundo lugar, es bien conocido que la esperanza de vida de las mujeres es superior a la de los hombres. De esta forma, los datos de la tabla 2 esconden importantes diferencias de género, tal y como muestra la tabla 3 para la esperanza de vida al nacer y a los 65 años. Centrándonos en primer lugar en e_0 , observamos un diferencial en absoluto despreciable y con una tendencia creciente hasta mediados de los 90 en que supera los 7 años de diferencia entre hombres y mujeres. Es de destacar que dicho diferencial no alcanzaba los dos años a principios del siglo XX y que se ha mostrado creciente hasta fechas muy recientes (Goerlich 2008, tabla 6, página 553).

Los datos de finales del siglo XX y principios del XXI muestran una ligera disminución en la llamada sobre-mortalidad masculina. El perfil es claramente visible en el gráfico 2 que muestra el diferencial entre e_0 para ambos sexos en todos los años del periodo 1975-2006. Es difícil determinar si se trata de un auténtico cambio de tendencia y asistiremos en el futuro a una lenta convergencia en este indicador o por el contrario siempre persistirá un diferencial positivo a favor de las mujeres. Existen argumentos en ambas direcciones. Por una parte, es previsible que esta diferencia de género se reduzca algo en las próximas décadas debido, tanto a la incorporación de las mujeres a comportamientos relacionados con la mayor mortali-

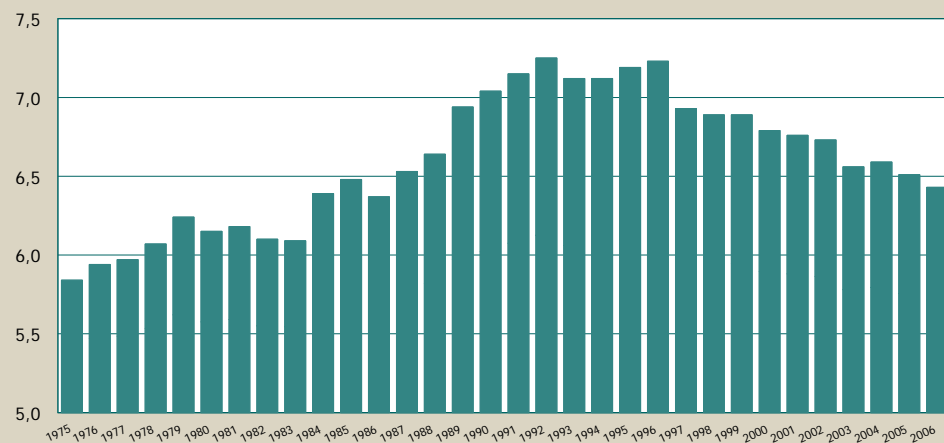
dad de los varones (como son la realización de trabajos de riesgo, conducción de vehículos, y consumo de alcohol y tabaco), como a la mejora en la supervivencia de los varones afectados por enfermedades cardiovasculares debido a los progresos en el tratamiento y prevención de este tipo de enfermedades. Este fenómeno ya se ha producido en otros países desarrollados y en consecuencia es previsible que afecte a España en un futuro próximo (Arias 2002). Por otra parte, además de estos factores socioeconómicos y de comportamiento parece existir una base biológica para la diferencia de longevidad por género, al menos en animales de laboratorio (Borrás 2003), y ello argumenta a favor del mantenimiento de un diferencial en e_0 , aunque sea reducido.

Tabla 3. Esperanza de vida al nacer (e_0) y a los 65 años (e_{65}) por sexos

	e_0			e_{65}		
	Varones	Mujeres	Diferencia	Varones	Mujeres	Diferencia
1975	70,70	76,54	5,84	13,88	16,84	2,96
1980	72,48	78,63	6,15	14,74	17,94	3,20
1985	73,11	79,59	6,48	14,97	18,33	3,36
1990	73,42	80,46	7,04	15,47	19,10	3,63
1995	74,50	81,69	7,19	16,11	19,96	3,85
2000	75,94	82,73	6,79	16,66	20,57	3,91
2005	77,03	83,54	6,51	17,19	21,13	3,94
2006	77,70	84,14	6,43	17,74	21,66	3,92

Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007).

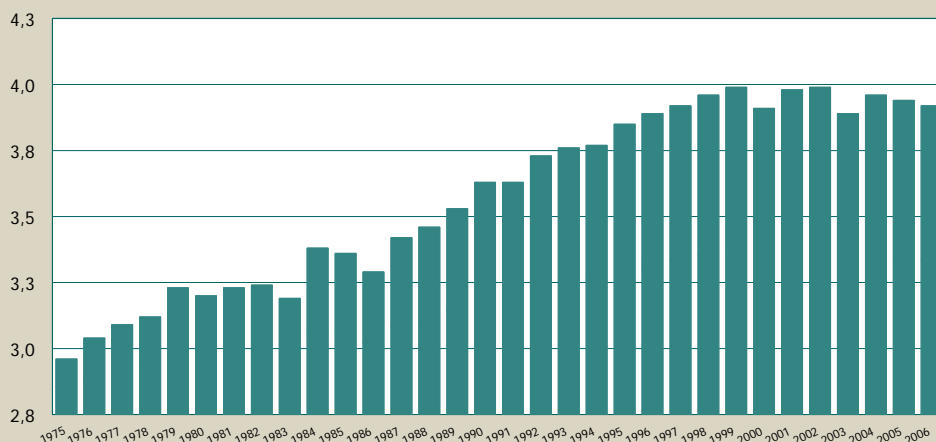
Gráfico 2. Diferencia en e_0 entre hombres y mujeres



Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007).

Si examinamos ahora el diferencial a la edad de 65 años, observamos igualmente que se observa una tendencia creciente. En los 31 años analizados, e_{65} ha crecido en el entorno de un año más para las mujeres que para los hombres. Esta brecha es creciente de forma prácticamente continua, alcanza sus valores máximos en el entorno del cambio de siglo y muestra síntomas de estabilidad desde entonces. No resulta claro si hay síntomas de cambio en la tendencia, tal y como muestra de forma rotunda el gráfico 3.

Gráfico 3. Diferencia en e_{65} entre hombres y mujeres



Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007).

Puesto que e_x recoge la experiencia de mortalidad a todas las edades por encima de x , el desigual comportamiento en las tendencias recientes del diferencial en e_0 y e_{65} sólo puede deberse a la diferente mortalidad entre hombres y mujeres en edades inferiores a los 65 años. En concreto, la reducción en el diferencial por sexos en e_0 observado a finales del siglo XX y principios del XXI sólo puede deberse a un acercamiento en las tasas de mortalidad entre hombres y mujeres a edades inferiores a los 65 años.

En tercer lugar, un aspecto interesante de la evolución en la esperanza de vida es cómo se han distribuido las mejoras a lo largo del tiempo, es decir en qué momento y a qué edades. Dividiendo el periodo 1975-2006 en dos subperiodos aproximadamente iguales. La tabla 4 confirma la estabilidad que mencionábamos al comienzo, en conjunto las mejoras en esperanza de vida a las diversas edades se reparten por igual entre ambos subperiodos (obsérvese que el segundo subperiodo cubre un año más que el primero), salvo quizá la esperanza de vida en edades muy avanzadas (por encima de los 80 años), donde el periodo más reciente parece cobrar mayor protagonismo.

Tabla 4. Años de esperanza de vida ganados a cada edad y su distribución por periodo. Total población

Edad	Años de esperanza de vida ganados a cada edad			Porcentaje a cada edad	
	1975-1990	1990-2006	1975-2006	1975-1990	1990-2006
0	3,27	3,99	7,26	45,04	54,96
1	2,47	3,70	6,17	40,03	59,97
15	2,30	3,54	5,84	39,38	60,62
30	2,50	3,11	5,61	44,56	55,44
45	2,50	2,84	5,34	46,82	53,18
65	1,94	2,39	4,33	44,8	55,2
80	0,61	1,43	2,04	29,9	70,10

Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007).

Sin embargo, para apreciar mejor estos cambios resulta útil descomponer los cambios en la esperanza de vida en función de las contribuciones de las diferentes tasas de mortalidad por edades. De esta forma podemos rastrear el origen de dichas mejoras. Este tipo de descomposiciones son complicadas debido a la interdependencia en las condiciones de mortalidad de las diferentes edades sobre la determinación de la esperanza de vida a una edad exacta. En concreto una alteración en la tasa de mortalidad en el intervalo de edad $[20, 21)$ afecta de forma directa a los años-persona en dicho intervalo de edad, L_{20} , y de forma indirecta a los años-persona por encima de la edad de 21, como consecuencia de la alteración en los supervivientes a la edad de 21 años, l_{21} . Este último cambio tendrá a su vez un mayor efecto sobre la esperanza de vida al nacer cuando los individuos de 21 años de edad tengan una mayor esperanza de vida. A pesar de esta complicación Arriaga (1984) ha mostrado como es posible llevar a cabo esta descomposición en la esperanza de vida a cualquier edad (el anexo muestra el álgebra de la misma).

La tabla 5 muestra los resultados de dicha descomposición para la esperanza de vida al nacer y los dos subperiodos considerados, así como para el total del periodo. Llama la atención una contribución negativa para el periodo 1975-1990 en el intervalo de edad $[15, 30)$, lo que se debe a un ligero aumento transitorio de las tasas de mortalidad observadas en el grupo de edad $[15, 35)$. Al margen de este hecho, la tabla 5 confirma la importancia creciente en las mejoras de la esperanza de vida al nacer en la reducción de la mortalidad a edades avanzadas. Para el conjunto del periodo, casi un 70% de las mejoras en e_0 se deben a reducciones en la mortalidad por encima de los 45 años, mientras que solamente un 21,5% se atribuyen a mejoras en la mortalidad en los grupos de edad más jóvenes, $[0, 15)$. Lo que parece más relevante es la enorme importancia que está cobrando la reducción de la mortalidad de los más mayores, así para el periodo más reciente un 18,8% del aumento en e_0 se atribuye a reducciones en la mortalidad por encima de los 80 años, frente a una disminución de la impor-

tancia en la caída de la mortalidad en el primer año de vida, que es típicamente la fuente principal de ganancias en la esperanza de vida al nacer durante la transición demográfica (Goerlich y Pinilla 2005b, Gómez-Redondo y Boe 2005, Goerlich 2008).

Tabla 5. Descomposición de los años de vida ganados en la esperanza de vida al nacer por grupos de edad. Total población

Grupo de edad	Periodo			Porcentaje		
	1975-1990	1990-2006	1990-2006	1975-1990	1990-2006	1990-2006
Menos de 1	0,85	0,33	1,21	25,90	8,16	16,71
1-14	0,18	0,17	0,35	5,40	4,17	4,82
15-29	-0,17	0,47	0,28	-5,10	11,68	3,90
30-44	0,06	0,33	0,39	1,78	8,37	5,42
45-64	0,81	0,69	1,57	24,65	17,35	21,59
65-79	1,30	1,26	2,62	39,71	31,47	36,07
más de 80	0,25	0,75	0,83	7,66	18,80	11,48
Total	3,27	3,99	7,26	100,00	100,00	100,00

Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007). Metodología expuesta en el anexo (Arriaga 1984).

La descomposición anterior no sólo puede aplicarse a cambios en el tiempo, sino a la diferencia en la esperanza de vida entre dos poblaciones cualesquiera. En concreto la tabla 6 muestra los resultados para el diferencial en la esperanza de vida al nacer por sexos para los años inicial, 1975, y final, 2006, así como el año en el que se maximizan dichas discrepancias, 1992.

Tabla 6. Descomposición del diferencial en la esperanza de vida al nacer por sexos y por grupo de edad

Grupo de edad	Periodo			Porcentaje		
	1975	1992	2006	1975	1992	2006
Menos de 1	0,33	0,12	0,08	5,69	1,65	1,17
1-14	0,13	0,06	0,05	2,21	0,88	0,79
15-29	0,49	0,80	0,35	8,46	10,96	5,49
30-44	0,56	0,98	0,50	9,61	13,57	7,78
45-64	2,13	2,37	2,15	36,51	32,63	33,48
65-79	1,90	2,37	2,43	32,46	32,74	37,73
más de 80	0,30	0,55	0,87	5,07	7,57	13,56
Total	5,84	7,25	6,43	100,00	100,00	100,00

Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007). Metodología expuesta en el anexo (Arriaga 1984).

En todos los años el diferencial en e_0 por sexos tiene su origen, en una gran proporción, en las diferencias en las tasas de mortalidad a las edades más avanzadas. Más de un 70% de dicho diferencial puede ser atribuido a las diferencias en las tasas de mortalidad por encima de los 45 años, porcentaje que se eleva hasta el 84,8% en 2006. Además el grupo de más edad, por encima de los 80 años, muestra una tendencia claramente creciente en importancia, contabilizando en 2006 un 13,6% de las diferencias.

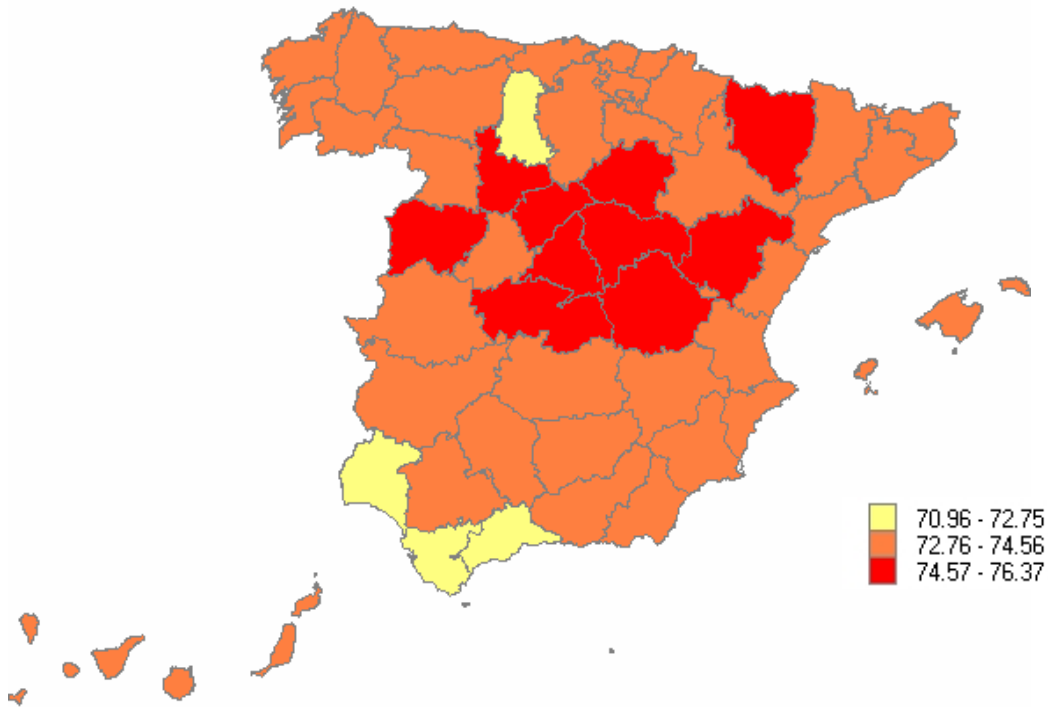
En el otro extremo de la distribución de edades llama la atención el hecho de que el grupo de edad más joven, $[0, 30)$, muestre una importancia claramente decreciente, de hecho en 2006 este grupo sólo es capaz de explicar un 7,5% del diferencial en e_0 por sexos. Esta tendencia es más acusada conforme nos centramos en edades más jóvenes, así la diferente mortalidad entre hombres y mujeres en el primer año de vida ha pasado de contabilizar un 5,7% de las diferencias en e_0 en 1975 a un reducido 1,2% en 2006.

Finalmente, los mapas 1 y 2 ofrecen el perfil geográfico de la mortalidad y muestran un cierto patrón norte-sur, con una mortalidad más alta, y en consecuencia una menor esperanza de vida, en las provincias del sur que en las del centro y norte de España. Dicho patrón es más evidente en 2006 que a principios del periodo. Lo que sí parece un hecho altamente persistente son las mayores tasas de mortalidad en determinadas provincias de Andalucía, así como una mayor esperanza de vida en determinadas zonas del centro peninsular. Dada la forma en la que está construido el indicador, el elevado grado de envejecimiento y la escasa natalidad de estas zonas son parcialmente responsables de este último resultado, lo que argumenta a favor de prestar atención a otros indicadores demográficos, como la EVLD o el potencial de vida (Goerlich y Pinilla 2005b).

A pesar de que es razonable esperar una convergencia en la esperanza de vida, en la medida en que las condiciones de salud en los distintos ámbitos geográficos tiendan hacia la uniformidad, este patrón geográfico se ha mantenido prácticamente estable desde los primeros datos provinciales publicados por el INE (1978), y se amplía notablemente si descendemos a un mayor detalle geográfico (Benach et al. 2001, 2007). La tabla 7 documenta la ausencia de convergencia regional en esta variable.

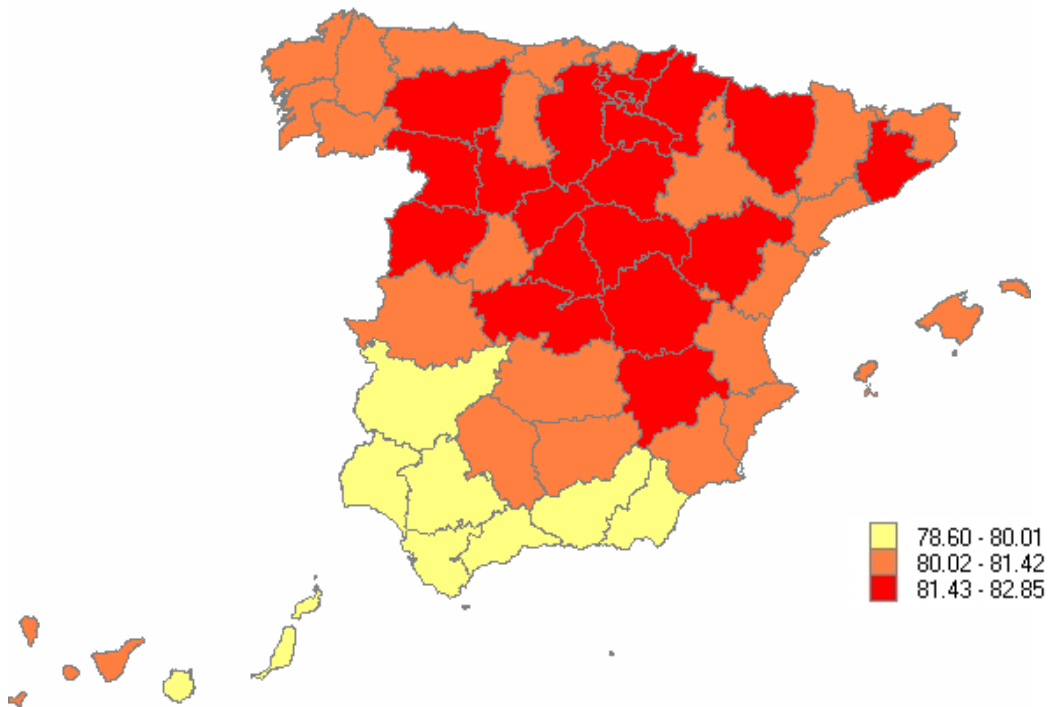
Estas disparidades deben enmarcarse, no obstante, en un contexto de crecimiento generalizado de la esperanza de vida.

Mapa 1. Esperanza de vida al nacer por provincias. Total población. 1975



Fuente: Goerlich y Pinilla (2006) y elaboración propia.

Mapa 2. Esperanza de vida al nacer por provincias. Total población. 2006



Fuente: Goerlich y Pinilla (2006) y elaboración propia.

Tabla 7. Esperanza de vida al nacer (e_0) provincial

Estadísticos descriptivos	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Mínimo	70,96	71,62	72,91	73,77	75,64	77,20	78,60
Máximo	76,37	78,81	79,13	80,92	80,79	81,66	82,85
Rango	5,41	7,19	6,22	7,15	5,15	4,46	4,25
Media aritmética	73,71	75,59	76,46	77,22	78,33	79,48	80,95
Valor Nacional	73,67	75,61	76,38	76,94	78,08	79,33	80,93
Desviación Típica	0,98	1,25	1,17	1,33	1,08	1,11	1,01
Coefficiente de Variación	1,33	1,65	1,54	1,73	1,38	1,39	1,25
Índice de Gini	0,72	0,90	0,83	0,96	0,78	0,79	0,71

Nota: Los valores mínimos se obtienen para Ceuta (1975, 1980, 1985, 1990, 2006), Cádiz (1995) y Las Palmas (2000) y los máximos para Soria (1975, 1985, 1990), Ávila (1980), Segovia (1995) y Guadalajara (2000, 2006).

Nota: El coeficiente de variación y el Índice de Gini se han multiplicado por 100.

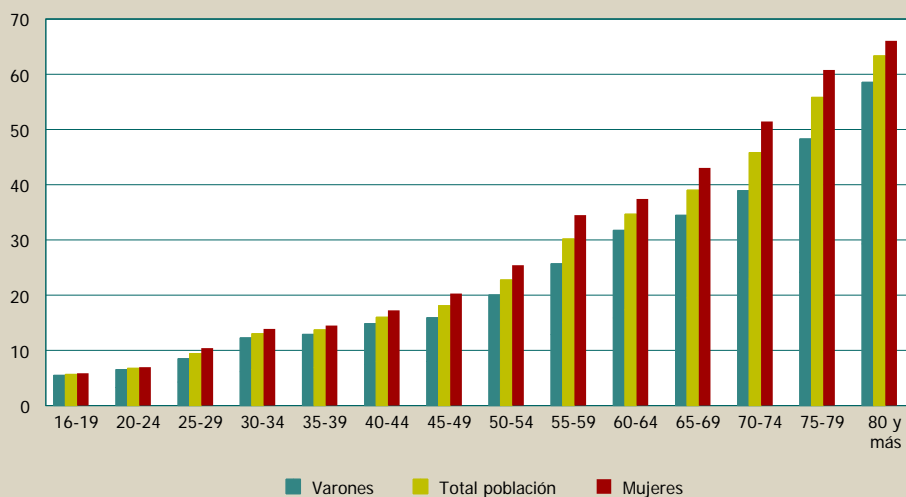
Fuente: Goerlich y Pinilla (2006, 2007).

5. ESPERANZA DE VIDA LIBRE DE DISCAPACIDAD: 2004-2006

5.1. RESULTADOS A NIVEL NACIONAL

Este apartado presenta los resultados para la EVLD a nivel nacional. El gráfico 4 muestra las tasas de prevalencia calculadas tal y como se expone en el apartado 3.2 para el promedio del periodo, 2004-2006. Dados los resultados sobre la esperanza de vida que acabamos de presentar son estas tasas las que están detrás de la EVLD. Obviamente la discapacidad crece con la edad, pero el gráfico 4 muestra además dos hechos importantes: (i) la tasa de prevalencia de los hombres es inferior a la de las mujeres en todos los grupos de edad, y (ii) estas diferencias son pequeñas en los jóvenes, pero por encima de los 45 años comienzan a ser de una magnitud no despreciable. El diferencial es máximo en el grupo de edad [70, 80), superando los 10 puntos porcentuales. Estas discrepancias por sexo también se obtenían a partir de la EDDS 1999, aunque no con tanta uniformidad ni intensidad (INE 2005b, página 107, cuadro 1).

Gráfico 4. Tasas de prevalencia por grupos de edad. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de ECV del INE (2005a).

A partir de estas tasas de prevalencia, la tabla 8 muestra la esperanza de vida total y libre de discapacidad a diferentes edades, así como el porcentaje de vida restante que un individuo representativo de la población española podría esperar vivir sin discapacidad al comienzo de una edad determinada. Dado el escaso lapso temporal considerado no se observan varia-

ciones temporales dignas de reseñar, sin embargo si hay algunos mensajes importantes. El primero y principal es que los ajustes por calidad reducen notablemente la esperanza de vida. Si nos centramos en el total de la población esta reducción es del orden de 17 años al nacer y de unos 10 años a la edad de 65 años. Así, observamos que de los 80 años en promedio de esperanza de vida al nacer esperamos vivir casi un 80% de los mismos sin discapacidad y el resto con algún tipo de limitación. Este porcentaje se reduce a una tasa creciente con la edad, lo que no es más que la contrapartida del gráfico 4, hasta que en el entorno de los 65 años esperamos vivir aproximadamente la mitad de nuestra vida restante con algún tipo de discapacidad.

La distinción por sexos, que se ofrece en los dos paneles inferiores de la tabla 8, también ofrece algún aspecto reseñable. En primer lugar, observamos que nuestros resultados están totalmente en línea con los publicados por Eurostat para nuestro país, en el caso de $x=0$ y en los mismos años.³¹ Ello no es de extrañar, dado que la fuente de información y las opciones metodológicas para la construcción de las tasas de prevalencia son las mismas, y aunque la metodología concreta para la elaboración de las tablas de mortalidad sea algo diferente. Ello indica que los resultados elaborados para las Comunidades Autónomas serán comparables con los de los diferentes países europeos.

En segundo lugar, se observa que las discrepancias entre las esperanzas de vida a las diferentes edades entre varones y mujeres, que comentamos ampliamente en la sección anterior, desaparecen cuando incorporamos información sobre calidad.³² Las diferencias en EVLD por sexos son tremendamente escasas, y en muchos casos ligeramente favorables a los varones. De nuevo, este resultado es fruto de la mayor tasa de prevalencia de las mujeres frente a los varones en todas las edades, y que ya mostramos en el gráfico 4.

31

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=0&language=en&pcode=tsien180>.

³² Aunque sería necesario indagar más sobre esta cuestión este resultado parece ser peculiar de la fuente de información utilizada. Así, por ejemplo, no se observa en los datos publicados por Eurostat a partir del PHOGUE, ni para España, tabla 1, ni para el resto de países; donde si se observan algunas diferencias de género. Sin embargo, cuando se ofrecen los resultados a partir de la ECV (EU-SILC) entonces estas diferencias desaparecen, tanto para España, tabla 1, como para la mayoría de países considerados.

Igualmente los resultados ofrecidos a partir de la EDDS 1999 (INE 2005b, p.-367, Cuadro 1) muestran un diferencial positivo en la EVLD a favor de las mujeres, que sin embargo no se observa en la EVBS. Esta diferencia en la EVLD también se observa en los resultados ofrecidos para el año 2000 por el Ministerio de Sanidad y Consumo (2005, p.-93, tabla1.2.1), ya que el origen de las tasas de prevalencia vuelve a ser la EDDS 1999.

Tabla 8. Esperanza de vida y esperanza de vida libre de discapacidad a diversas edades

Total población

Edad	2004			2005			2006		
	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD
0	80,28	62,48	77,83	80,28	63,23	78,76%	80,93	63,51	78,47
15	65,76	48,27	73,40	65,74	49,00	74,54%	66,37	49,28	74,25
30	51,16	34,74	67,90	51,12	35,31	69,07%	51,72	35,59	68,82
45	36,87	22,52	61,07	36,81	22,81	61,96%	37,38	23,07	61,71
65	19,39	9,51	49,07	19,29	9,22	47,77%	19,84	9,57	48,24

Varones

Edad	2004			2005			2006		
	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD
0	76,98	62,40	81,06	77,03	63,18	82,02%	77,70	63,69	81,97
15	62,49	48,24	77,20	62,52	48,98	78,34%	63,18	49,48	78,31
30	48,05	34,76	72,34	48,05	35,44	73,76%	48,67	35,77	73,49
45	33,97	22,63	66,62	33,95	23,00	67,75%	34,50	23,20	67,24
65	17,27	9,57	55,43	17,19	9,39	54,64%	17,74	9,78	55,14

Mujeres

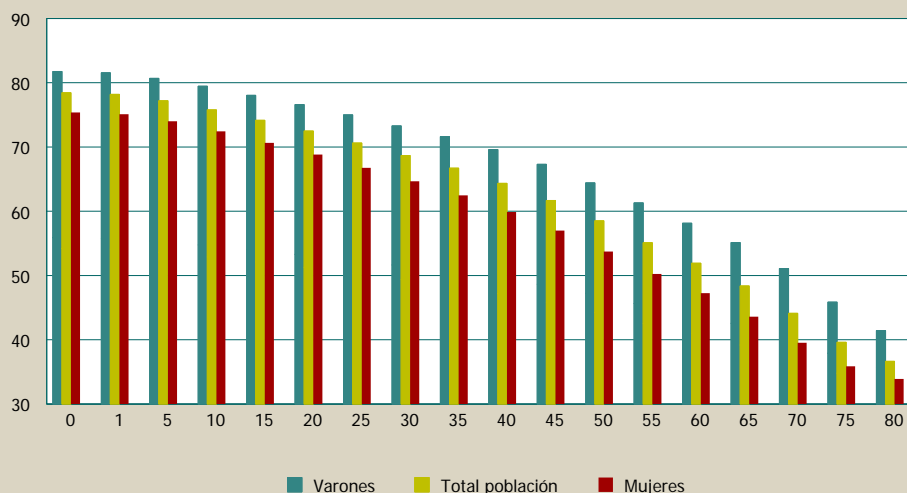
Edad	2004			2005			2006		
	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD
0	83,57	62,55	74,85	83,54	63,30	75,77%	84,14	63,34	75,27
15	69,00	48,28	69,98	68,95	49,05	71,14%	69,53	49,09	70,60
30	54,23	34,70	63,99	54,16	35,20	64,98%	54,72	35,42	64,73
45	39,68	22,38	56,41	39,60	22,63	57,14%	40,15	22,95	57,16
65	21,23	9,44	44,48	21,13	9,07	42,93%	21,66	9,39	43,36

Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

En tercer lugar, la conclusión lógica del resultado anterior es que, a cualquier edad, el porcentaje de vida restante que les queda por vivir a las mujeres sin ningún tipo de discapacidad es menor que el correspondiente porcentaje para los varones. Este resultado se ilustra en el gráfico 5 que muestra, para el total de la población y cada uno de los sexos, $100 \cdot \frac{e_x^*}{e_x}$ para

el promedio del periodo a diversas edades del ciclo vital. Se observa claramente como dicho porcentaje es menor para las mujeres a cualquier edad, y como las discrepancias se acentúan con la edad.

Gráfico 5. Porcentaje de años de vida que se espera vivir a una edad dada sin discapacidad. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

Los valores promedio se obtienen siempre a partir de las tasas de prevalencia obtenidas al agregar los tres años de la ECV y la tabla de mortalidad de 2005 como referencia, ya que es esta la situada en el centro del periodo.

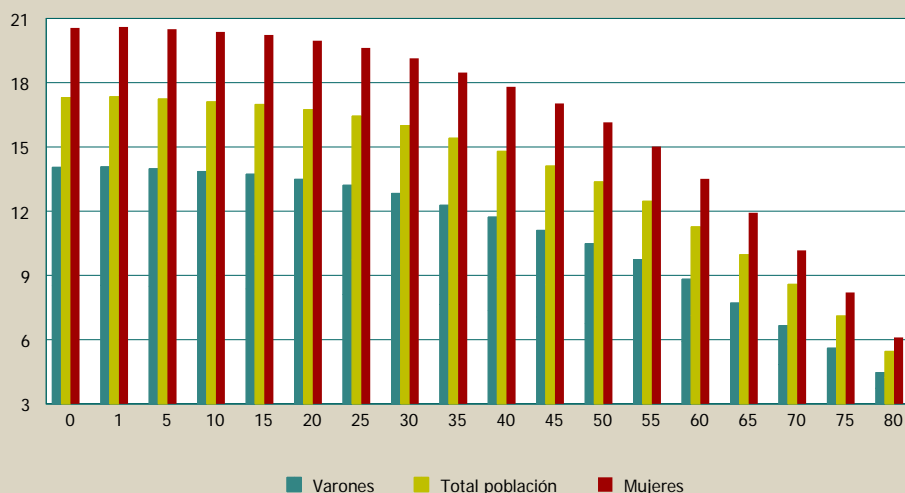
En cuarto lugar, podemos ver los mismos resultados desde otro ángulo, los años esperados de vida con discapacidad, tanto en términos absolutos,

$e_x - e_x^*$, como relativos, $100 \cdot \left(1 - \frac{e_x^*}{e_x}\right)$. El gráfico 6 muestra la información en

términos de años que un individuo representativo espera vivir con discapacidad, y muestra las enormes discrepancias entre hombres y mujeres. Al nacer los varones esperan vivir alrededor de 14 años con discapacidad del total de su esperanza de vida (77,0), mientras que las mujeres pasan ligeramente de los 20 años con discapacidad, para una esperanza de vida

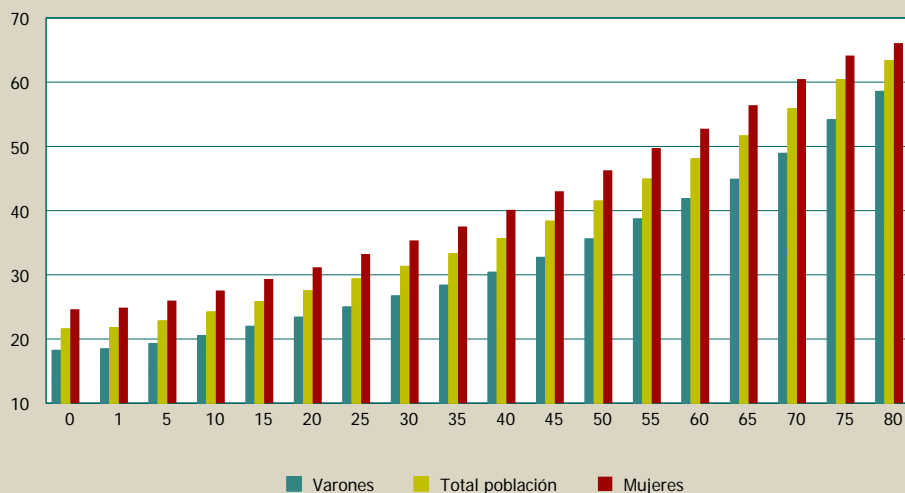
también mayor (83,5). El gráfico 7 muestra la información en términos relativos, siendo por tanto el complementario del gráfico 5, y permite observar cómo los años con que se espera que vivan las mujeres con discapacidad son mayores que los varones, tanto en términos absolutos como relativos, a todas las edades. Dicho en otras palabras, las mujeres viven más, pero viven peor.

Gráfico 6. Años que se espera vivir con discapacidad a una edad dada. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

Gráfico 7. Porcentaje de años de vida que se espera vivir a una edad dada con discapacidad. 2004-2006

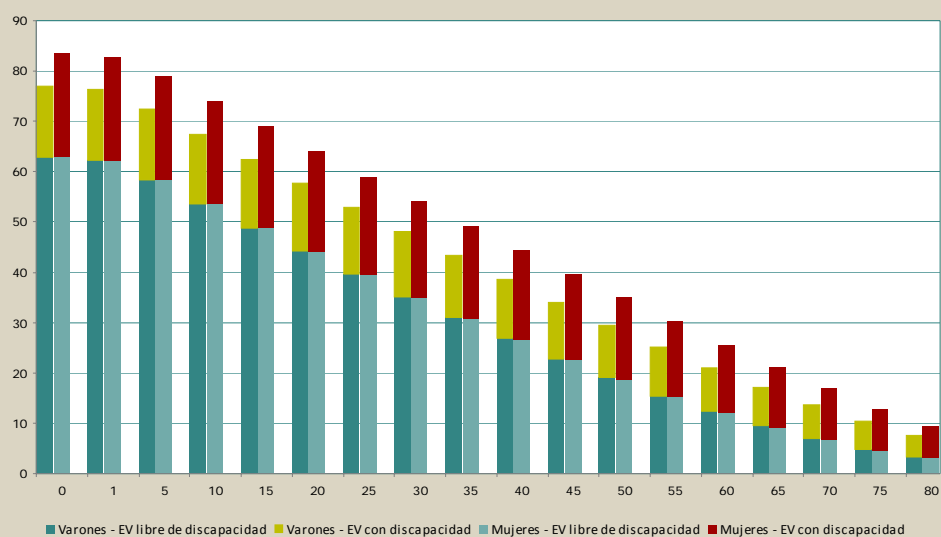


Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

Los gráficos 8 y 9 muestran la misma información de forma ligeramente diferente. Se trata ahora de ilustrar la división de la esperanza de vida entre la esperanza de vida libre de discapacidad y los años que se esperan vivir con alguna discapacidad, para ambos sexos y a las diferentes edades del ciclo vital. Estos gráficos resumen de forma concisa los puntos anteriores, la constancia en la EVLD por sexos, junto con la mayor esperanza de vida de las mujeres a todas las edades, se traduce en un mayor número de años esperados de vida con discapacidad para las mujeres, y al mismo tiempo un mayor porcentaje de años de vida que esperan vivir con algún tipo de limitación.

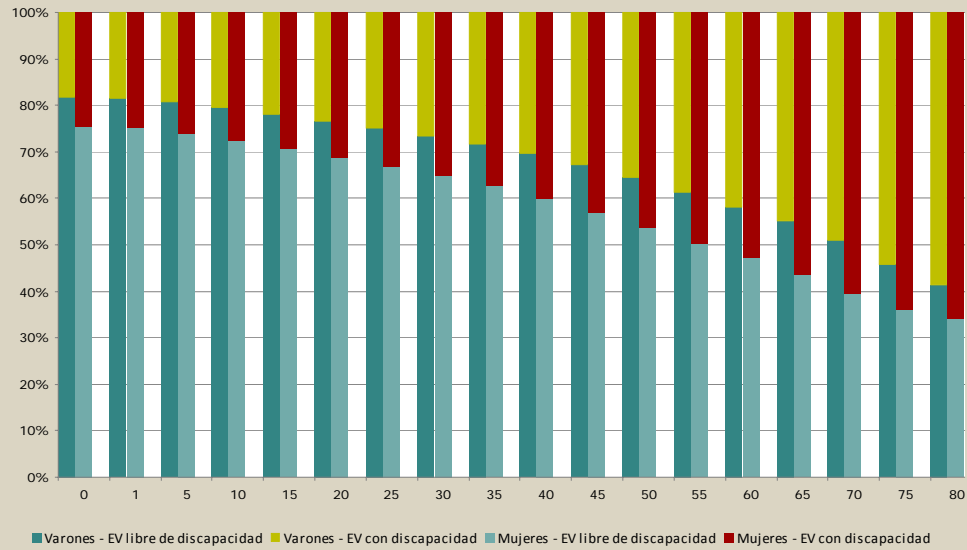
Las mujeres viven, en promedio, más años que los varones, pero estos años adicionales los viven con peor salud. Esto no sólo es cierto en términos absolutos, sino también relativos, las mujeres viven un porcentaje mayor de sus años de vida esperados con alguna limitación. Esto es una constancia a todas las edades del ciclo vital y puede explicar, al menos en parte, porque las mujeres muestran una peor salud auto-percibida que los varones a pesar de tener una mayor esperanza de vida. Así pues, al ajustar por calidad las mujeres parecen perder su ventaja respecto a los varones en cuanto a esperanza de vida.

Gráfico 8. Esperanza de vida a una edad dada distinguiendo entre los años libres de discapacidad y con discapacidad por sexos. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

Gráfico 9. Distribución porcentual de la esperanza de vida a cada edad entre años libres de discapacidad y con discapacidad por sexos. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

5.2. RESULTADOS POR CC. AA.

Este epígrafe presenta los resultados para la EVLD a nivel de Comunidad Autónoma. Explorar la posibilidad de elaboración del indicador e^* a este nivel de desagregación geográfica, a partir de los datos de la ECV, era uno de los objetivos del trabajo, ya que ello permitiría obtener resultados comparables con los elaborados por Eurostat para diversos países de la Unión Europea (UE) y complementaría a nivel regional las estadísticas sobre esperanza de vida que actualmente disponemos para España.

En este sentido lo primero que hay que señalar es que la ECV no ofrece representatividad suficiente a nivel de CC. AA. para calcular tasas de prevalencia por grupos de edad quinquenales y periodicidad anual, esto es especialmente cierto para las comunidades más pequeñas. Hay muchos casos en los que el número de observaciones por celda es inferior a 20, que es la regla empírica utilizada normalmente para ofrecer resultados mínimamente razonables a partir de datos de encuesta. Hay incluso casos incluso en los que la tasa de prevalencia para algún grupo de edad es nula. Como consecuencia de esta falta de representatividad las tasas de prevalencia por grupos de edad para muchas CC. AA. no muestran el típico perfil del gráfico 4, sino que por el contrario presentan saltos poco razonables, especialmente al distinguir por sexos, y dicha distinción es importante, tal y como hemos visto a lo largo de este trabajo. Esto es cierto con generali-

dad para todas las comunidades, pero lo es sobre todo para las más pequeñas, donde los problemas de representatividad son especialmente agudos.

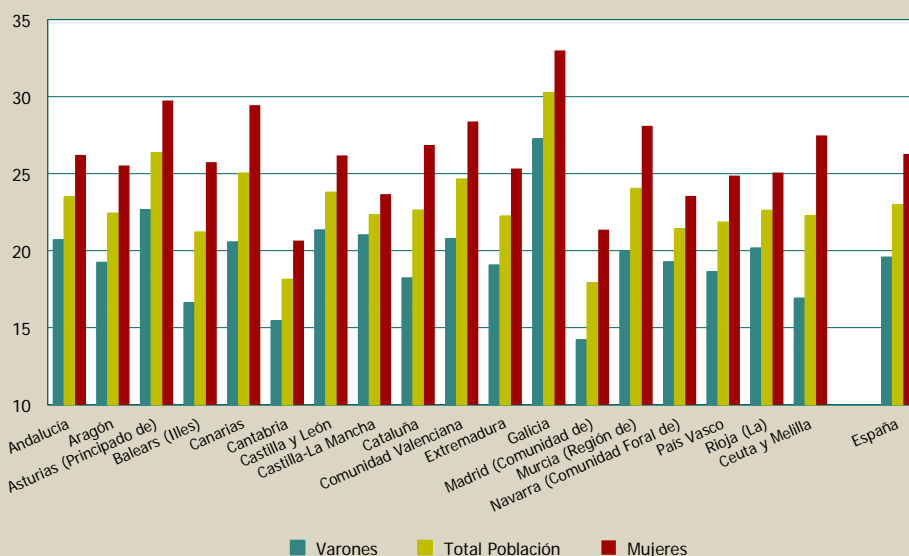
La solución que adoptamos consiste en agregar las encuestas temporalmente, es decir calcular las tasas de prevalencia por grupos de edad para el periodo 2004-2006, y al mismo tiempo ceñirnos únicamente a la EVLD al nacer,³³ aunque lógicamente manteniendo la distinción por sexos. En este caso como tabla de mortalidad de referencia se toma la de mitad del periodo, es decir la de 2005. Esto soluciona en gran parte los problemas de representatividad por grupos de edad mencionados, aunque no totalmente para las comunidades de tamaño más reducido. En nuestra opinión, y tras un detallado examen de las estadísticas de base, creemos que lo más conveniente sería utilizar un periodo temporal de al menos cinco años para el cálculo de las tasas de prevalencia a nivel de CC. AA. En este caso sería posible elaborar las EVLD, a diversas edades, anualmente para el conjunto de España, y cada cinco años a nivel de CC. AA., restringiéndonos en este caso solamente a la EVLD al nacer, o quizá también a la edad de 65 años. En cualquier caso ello permitiría superar el problema de que todavía en la actualidad se sigan utilizando las tasas de prevalencia de la EDDS 1999 para los ajustes en la EV (MSC 2007).

El gráfico 10 ofrece las tasas brutas de prevalencia a la discapacidad por CC. AA., para el total de la población y por sexos. Los mensajes claros son tres: (i) en consonancia con los resultados anteriores a nivel nacional las mujeres muestran tasas de prevalencia superiores a las de los hombres en todas las CC. AA., esta es una constancia independiente de la geografía, (ii) las diferencias por sexos son sustanciales en todas las comunidades, y (iii) las diferencias entre comunidades son todavía mayores que las diferencias por sexos, en los extremos se sitúan Madrid, con las menores tasas de prevalencia, y Galicia, con las mayores. Estas diferencias entre CC. AA. permiten intuir grandes discrepancias en EVLD entre comunidades, tanto por diferencias en la propia discapacidad, como fundamentalmente por diferencias en la estructura de edades de la población entre comunidades.

A partir de las tasas de prevalencia por grupos de edad, la tabla 9 muestra la esperanza de vida total y libre de discapacidad al nacer por CC. AA., así como el porcentaje de vida restante que un individuo representativo de cada comunidad podría esperar vivir sin discapacidad en el momento de su nacimiento. Esta información se ofrece para el total de la población y para cada sexo. Destacamos los siguientes hechos.

³³ Lo que supone implícitamente una agregación por edades *a posteriori*.

Gráfico 10. Tasas brutas de prevalencia a la discapacidad por CC. AA. y sexos. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

En primer lugar, mientras las diferencias regionales en e_0 son de una magnitud relativamente pequeña, el rango de variación es de 2,8 años entre la comunidad con mayor e_0 , Navarra (81,7), y la comunidad con menor e_0 , Andalucía (78,9); las discrepancias en e_0^* son notablemente mayores, en este caso el rango de variación supera los 8 años (8,3), siendo Cantabria la comunidad con mayor e_0^* (67,3) y Canarias la que presenta un menor valor (59,0). Los ajustes por calidad alteran de forma sustancial el ranking entre CC. AA., si bien se mantiene el mismo patrón norte-sur que ya observamos anteriormente en cuanto a la esperanza de vida al nacer (mapa 2). El mapa 3 ilustra este hecho y muestra que este perfil no es muy diferente del ofrecido por Gispert et al. (2007) a partir de la EDSS 1999, si bien los valores de las EVLD no son comparables.

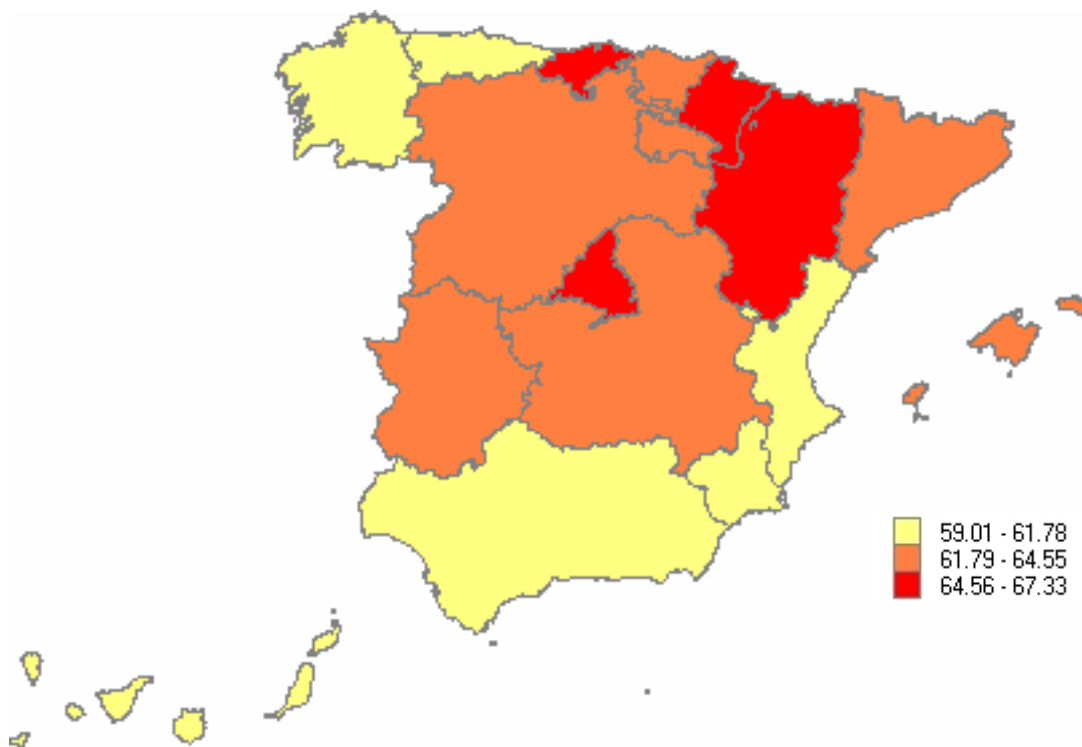
Como conclusión lógica del resultado anterior se deriva el hecho de que el porcentaje de vida restante que un individuo representativo puede esperar vivir sin limitaciones al nacimiento varía sustancialmente entre comunidades. El rango de variación es, en este caso, algo superior a 9 puntos porcentuales (9,2%). El mayor porcentaje se observa de nuevo en Cantabria (83,1%), mientras que el menor lo obtenemos en Galicia (73,9%), que aunque presenta una e_0 ligeramente superior a la media nacional (80,4) muestra una e_0^* notablemente baja (59,5).

Tabla 9. Esperanza de vida al nacimiento. 2005. Esperanza de vida libre de discapacidad al nacimiento por CC. AA. y sexo. 2004-2006

	Total población			Varones			Mujeres		
	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD	<i>e</i>	<i>e</i> *	% LD
Andalucía	78,90	60,87	77,14	75,67	60,86	80,43	82,19	60,94	74,15
Aragón	80,63	64,67	80,20	77,66	64,30	82,80	83,70	64,93	77,57
Asturias (Principado de)	79,84	61,65	77,21	76,15	61,27	80,46	83,50	61,97	74,22
Baleares (Illes)	80,55	63,34	78,64	77,47	64,35	83,07	83,70	62,54	74,72
Canarias	79,43	59,01	74,30	76,31	59,82	78,39	82,64	57,97	70,15
Cantabria	81,01	67,33	83,12	77,34	66,14	85,52	84,69	68,58	80,97
Castilla y León	81,28	64,39	79,22	78,01	63,40	81,27	84,67	65,50	77,36
Castilla-La Mancha	80,81	64,08	79,30	78,09	62,98	80,65	83,63	65,27	78,05
Cataluña	80,49	63,65	79,08	77,23	64,02	82,90	83,74	63,30	75,60
Comunidad Valenciana	79,54	61,72	77,59	76,49	61,92	80,95	82,63	61,51	74,44
Extremadura	79,65	63,59	79,83	76,35	63,35	82,98	83,13	63,87	76,83
Galicia	80,44	59,45	73,90	76,82	58,73	76,45	84,01	60,16	71,61
Madrid (Comunidad de)	81,63	66,94	82,01	78,33	67,51	86,19	84,62	66,28	78,32
Murcia (Región de)	79,74	60,47	75,84	76,61	61,04	79,67	82,95	59,97	72,29
Navarra (Comunidad Foral de)	81,69	64,74	79,25	78,68	64,34	81,78	84,69	65,14	76,91
País Vasco	80,87	63,79	78,88	77,18	63,18	81,87	84,55	64,48	76,27
Rioja (La)	80,89	64,46	79,69	77,63	63,61	81,94	84,30	65,37	77,54
Ceuta y Melilla	78,94	61,39	77,77	76,44	62,36	81,57	81,40	59,92	73,62
España	80,28	62,97	78,44	77,03	62,98	81,76	83,54	62,98	75,39

Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

Mapa 3. Esperanza de vida libre de discapacidad al nacer por comunidades autónomas. Total población. 2004-2006



Fuente: Goerlich y Pinilla (2007) y elaboración propia.

Sin duda alguna, parte de esta variabilidad es debida a las fluctuaciones muestrales derivadas del hecho de que las tasas de prevalencia por edades proceden de una encuesta de tamaño notablemente reducido en relación a la población de referencia. Por esta razón la tabla 10 muestra el error estándar de e_0^* , $s.e.(e_0^*)$, obtenido a partir de (22), así como un intervalo de confianza al 95% basado en una aproximación normal, es decir calculado como $e_0^* \pm 1.96 \times s.e.(e_0^*)$. Ignoramos, por tanto, la variabilidad en el cálculo de m_x .

Los valores de $s.e.(e_0^*)$ permiten ver como la incertidumbre asociada a las estimaciones depende de forma sustancial del número de observaciones, y por tanto en las comunidades pequeñas el grado de precisión es relativamente bajo. Mientras que a nivel nacional la amplitud del intervalo no llega a $\frac{1}{2}$ de año, en las diferentes CC. AA. la amplitud se sitúa entre 1 y algo más de los 2 años. Aún así resulta evidente que las diferencias entre comunidades en EVLD al nacer son estadísticamente significativas entre algunas comunidades y de una magnitud considerable.

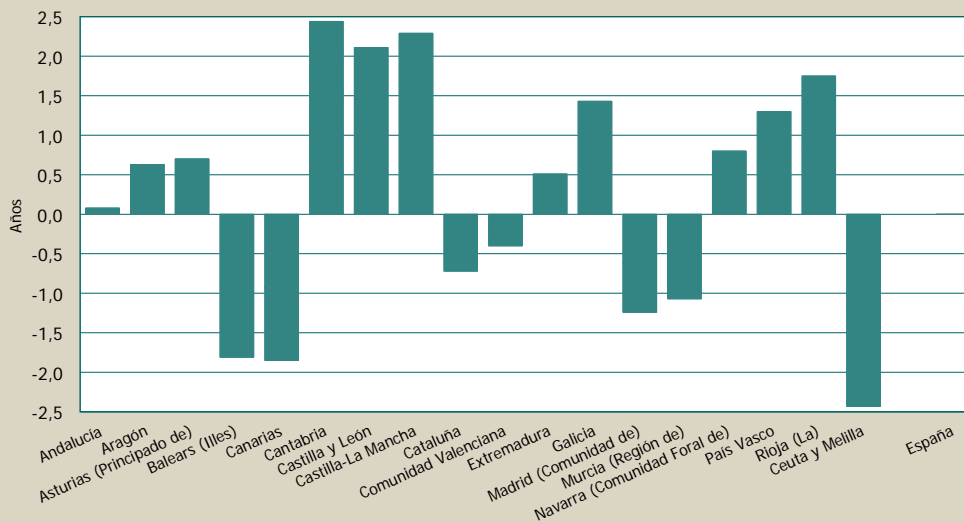
Tabla 10. Error estándar e intervalo de confianza al 95% para la esperanza de vida libre de discapacidad al nacimiento por CC. AA. y sexos. 2004-2006

	Total población			Varones			Mujeres		
	s.e. (e [*])	lim. Inf.	lim. sup.	s.e. (e [*])	lim. Inf.	lim. sup.	s.e. (e [*])	lim. Inf.	lim. sup.
Andalucía	0,252	60,37	61,36	0,343	60,19	61,53	0,272	60,41	61,48
Aragón	0,429	63,83	65,51	0,564	63,20	65,41	0,475	64,00	65,86
Asturias (Principado de)	0,437	60,79	62,50	0,587	60,12	62,42	0,477	61,04	62,90
Baleares (Illes)	0,502	62,36	64,33	0,686	63,01	65,70	0,551	61,46	63,62
Canarias	0,424	58,18	59,85	0,549	58,74	60,90	0,474	57,04	58,90
Cantabria	0,524	66,30	68,36	0,677	64,81	67,46	0,586	67,43	69,72
Castilla y León	0,358	63,69	65,09	0,474	62,47	64,33	0,391	64,74	66,27
Castilla-La Mancha	0,389	63,32	64,85	0,525	61,95	64,01	0,415	64,46	66,08
Cataluña	0,283	63,10	64,21	0,379	63,28	64,77	0,314	62,69	63,92
Comunidad Valenciana	0,333	61,06	62,37	0,428	61,08	62,75	0,369	60,79	62,23
Extremadura	0,418	62,77	64,41	0,561	62,25	64,45	0,468	62,95	64,78
Galicia	0,340	58,78	60,11	0,469	57,81	59,65	0,360	59,46	60,87
Madrid (Comunidad de)	0,382	66,19	67,69	0,479	66,58	68,45	0,424	65,45	67,11
Murcia (Región de)	0,439	59,61	61,33	0,597	59,87	62,21	0,473	59,04	60,89
Navarra (Comunidad Foral de)	0,528	63,71	65,78	0,694	62,98	65,70	0,585	63,99	66,29
País Vasco	0,436	62,94	64,64	0,579	62,05	64,32	0,482	63,54	65,43
Rioja (La)	0,515	63,45	65,47	0,670	62,30	64,92	0,577	64,23	66,50
Ceuta y Melilla	0,693	60,04	62,75	0,861	60,67	64,04	0,774	58,41	61,44
España	0,092	62,79	63,15	0,122	62,74	63,22	0,101	62,78	63,18

Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

En segundo lugar, la tabla 9 muestra que estas discrepancias entre comunidades se mantienen cuando desagregamos por géneros. Como resulta natural los órdenes de magnitud son ligeramente superiores a cuando consideramos el total de la población, pero están en línea con los resultados comentados anteriormente. Ya hemos observado como las discrepancias por sexos entre e_0^* no parecen ser de relevancia a nivel nacional,³⁴ sin embargo, este no es el caso cuando descendemos a nivel de CC. AA. Ahora si existen diferencias dignas de mención. Así el diferencial en e_0^* entre mujeres y varones oscila entre los 2,4 años para Cantabria y los -2,4 años para Ceuta y Melilla. Cómo muestra el gráfico 11, estas discrepancias son importantes para un buen número de comunidades, pero lo que es más llamativo es que no existe un patrón claro. En concreto, las mujeres no parecen tener una mayor e_0^* de forma consistente entre las diferentes regiones.³⁵

Gráfico 11. Diferencia en EVLD al nacer entre mujeres y varones. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

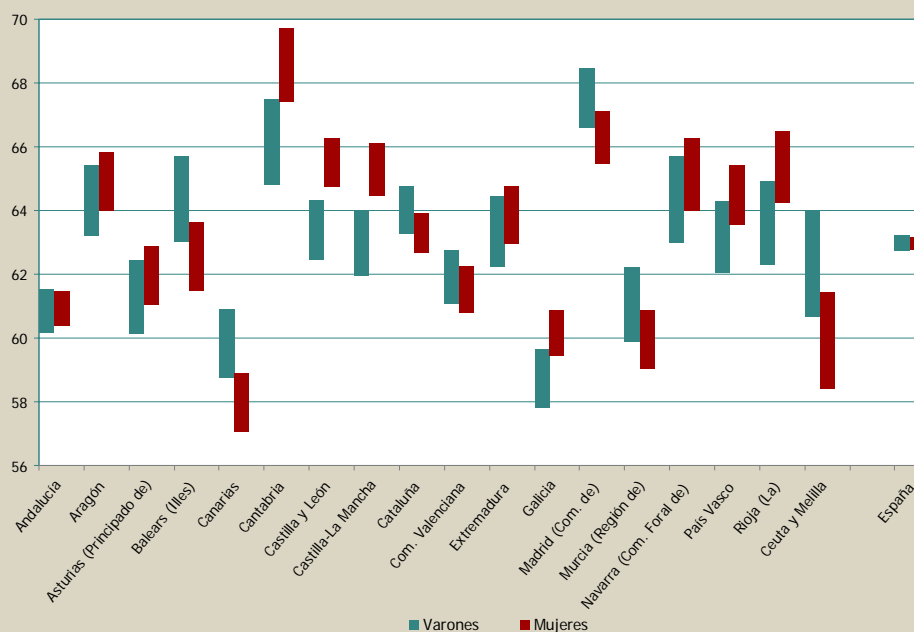
Esta falta de patrón incide de nuevo sobre el error muestral asociado a las estimaciones y por tanto indica que estas diferencias deben tomarse con precaución. La tabla 10 ofrece de nuevo el $s.e.(e_0^*)$ y el correspondiente

³⁴ De hecho cuando promediamos para el periodo 2004-2006 dichas diferencias son nulas.

³⁵ Este no es el caso, sin embargo, con los resultados publicados para el año 2000 por el Ministerio de Sanidad y Consumo (2005, p. 94, tabla 1.2.2) a partir de la EDDS 1999, en los que se observa claramente un diferencial positivo a favor de las mujeres en todas las CC. AA.

intervalo de confianza. Puesto que al dividir por sexos las observaciones son menores que para el total de la población la incertidumbre en la estimación crece, en ocasiones de forma notable, y como resultado lógico los intervalos de confianza muestran mayor amplitud. Cabe pues preguntarse si las diferencias observadas en e_0^* por sexos son estadísticamente significativas entre las diferentes CC. AA. El gráfico 12 trata de responder esta cuestión de forma visual. En él dibujamos los intervalos de confianza al 95% para e_0^* para todas las CC. AA. y ambos sexos. Observamos que, en la práctica totalidad de los casos, dichos intervalos tiene una intersección no nula, las dos excepciones son Castilla y León y Castilla-La Mancha, si bien la intersección en Canarias, Cantabria y Galicia es de longitud mínima. La conclusión es que gran parte de las diferencias por sexo observadas en e_0^* se deben a fluctuación muestral y en la mayoría de los casos no deben ser estadísticamente significativas.

Gráfico 12. Intervalo de confianza al 95% para EVLD al nacer por CC. AA. y sexo. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

Un contraste estadístico formal de la hipótesis de que e_0^* es la misma para hombres que para mujeres exige construir el estadístico

$$z = \frac{e_0^{*M} - e_0^{*V}}{\sqrt{\sigma_{e_0^{*M} - e_0^{*V}}^2}} \quad (23)$$

donde los superíndices M y V hacen referencia a las mujeres y a los varones respectivamente, $\sigma_{e_0^{*M} - e_0^{*V}}^2 = \text{Var}(e_0^{*M} - e_0^{*V})$ representa la varianza de la diferencia entre e_0^* de las dos poblaciones de comparación y cuya distribución asintótica es una normal estándar.

Podemos suponer (razonablemente) que las tasas de prevalencia entre varones y mujeres de una población dada están incorrelacionadas, en cuyo caso $\sigma_{e_0^{*M} - e_0^{*V}}^2 = \sigma_{e_0^{*M}}^2 + \sigma_{e_0^{*V}}^2$, y por tanto disponemos de toda la información para calcular el estadístico z en (23).³⁶ La tabla 11 muestra dicho estadístico para todas las CC. AA., así como su valor en probabilidad, y confirma la intuición visual del gráfico 12. Para la mayoría de CC. AA. las diferencias observadas en e_0^* por géneros tienen su origen en la variabilidad muestral, pero para otras comunidades si parece existir una diferencia significativa. Este es el caso sobre todo en Cantabria, Castilla y León y Castilla-La Mancha, donde las mujeres muestran una EVLD al nacer significativamente mayor que los varones y de una magnitud superior a los dos años, pero también en menor medida en Illes Balears, Canarias, Galicia, La Rioja y Ceuta y Melilla, y donde este patrón de una mayor e_0^* para las mujeres ya no es tan evidente.

³⁶ Puesto que $\text{Var}(e_0^{*M} - e_0^{*V})$ implica un término de covarianza, que normalmente no es conocido, el estadístico z no puede ser calculado cuando el supuesto de incorrelación no es razonable. En este caso siempre es posible utilizar el hecho de que

$$\text{Var}(e_0^{*M} - e_0^{*V}) \leq [s.e.(e_0^{*M}) + s.e.(e_0^{*V})]^2$$

para calcular una aproximación al estadístico z , digamos z^* , que resulta ser conservadora en el sentido de que $z \geq z^*$, y por tanto z^* tenderá a rechazar la hipótesis nula con menos frecuencia de lo que sería deseable.

La desigualdad anterior puede ser derivada fácilmente observado que

$$\begin{aligned} [s.e.(e_0^{*M}) + s.e.(e_0^{*V})]^2 &= \text{Var}(e_0^{*M}) + \text{Var}(e_0^{*V}) + 2.s.e.(e_0^{*M}).s.e.(e_0^{*V}) \\ &= \text{Var}(e_0^{*M}) + \text{Var}(e_0^{*V}) - 2.\text{Cov}(e_0^{*M}, e_0^{*V}) + 2.\text{Cov}(e_0^{*M}, e_0^{*V}) + 2.s.e.(e_0^{*M}).s.e.(e_0^{*V}) \\ &= \text{Var}(e_0^{*M} - e_0^{*V}) + 2.\rho_{e_0^{*M}, e_0^{*V}}.s.e.(e_0^{*M}).s.e.(e_0^{*V}) + 2.s.e.(e_0^{*M}).s.e.(e_0^{*V}) \\ &= \text{Var}(e_0^{*M} - e_0^{*V}) + \underbrace{2.s.e.(e_0^{*M}).s.e.(e_0^{*V}).(\rho_{e_0^{*M}, e_0^{*V}} + 1)}_{+} \end{aligned}$$

donde $\rho_{e_0^{*M}, e_0^{*V}}$ es el coeficiente de correlación entre e_0^{*M} y e_0^{*V} .

De hecho esta es la aproximación recomendada en EHEMU (2007).

Tabla 11. Contraste de igualdad entre la esperanza de vida libre de discapacidad de hombres y mujeres por CC. AA. 2004-2006

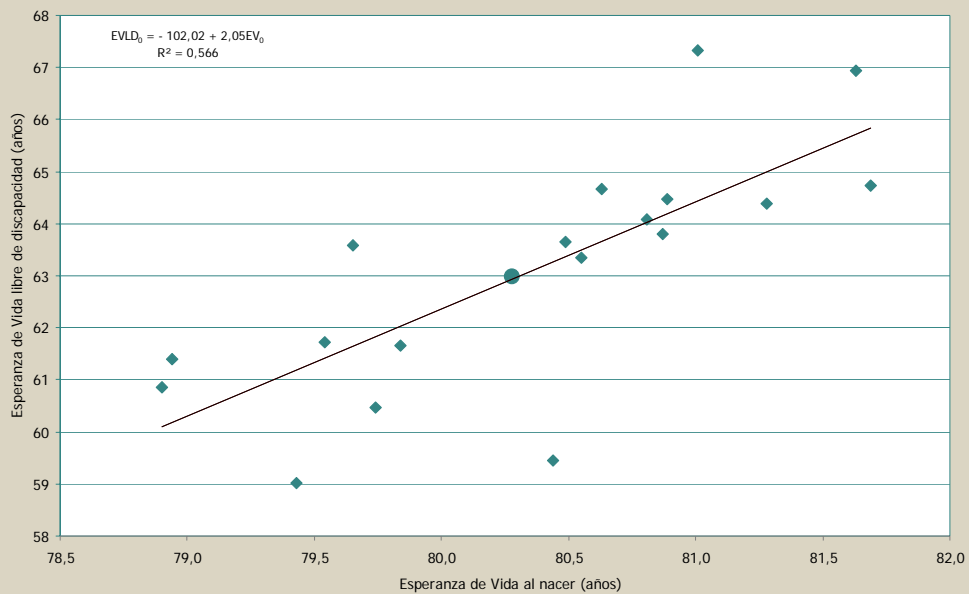
	Varones		Mujeres		Diferencia $e^{*M} - e^{*V}$	s.d. $(e^{*M} - e^{*V})$	Estadístico z	Valor en probabilidad
	e^{*V}	S. D.	e^{*M}	S. D.				
Andalucía	60,86	0,343	60,94	0,272	0,081	0,437	0,186	0,852
Aragón	64,30	0,564	64,93	0,475	0,625	0,737	0,848	0,397
Asturias (Principado de)	61,27	0,587	61,97	0,477	0,704	0,756	0,931	0,352
Balears (Illes)	64,35	0,686	62,54	0,551	-1,812	0,879	-2,060	0,039
Canarias	59,82	0,549	57,97	0,474	-1,849	0,725	-2,549	0,011
Cantabria	66,14	0,677	68,58	0,586	2,438	0,895	2,724	0,006
Castilla y León	63,40	0,474	65,50	0,391	2,105	0,615	3,425	0,001
Castilla-La Mancha	62,98	0,525	65,27	0,415	2,289	0,669	3,420	0,001
Cataluña	64,02	0,379	63,30	0,314	-0,721	0,492	-1,464	0,143
Comunidad Valenciana	61,92	0,428	61,51	0,369	-0,405	0,565	-0,716	0,474
Extremadura	63,35	0,561	63,87	0,468	0,514	0,731	0,703	0,482
Galicia	58,73	0,469	60,16	0,360	1,431	0,591	2,421	0,015
Madrid (Comunidad de)	67,51	0,479	66,28	0,424	-1,237	0,640	-1,933	0,053
Murcia (Región de)	61,04	0,597	59,97	0,473	-1,071	0,761	-1,407	0,159
Navarra (Comunidad Foral de)	64,34	0,694	65,14	0,585	0,797	0,907	0,878	0,380
País Vasco	63,18	0,579	64,48	0,482	1,299	0,753	1,724	0,085
Rioja (La)	63,61	0,670	65,37	0,577	1,753	0,884	1,984	0,047
Ceuta y Melilla	62,36	0,861	59,92	0,774	-2,431	1,158	-2,100	0,036
España	62,98	0,122	62,98	0,101	-0,004	0,159	-0,023	0,982

Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

Finalmente examinamos hasta que punto una mayor e_0 lleva asociada una mayor e_0^* . Dado que carecemos de la dimensión temporal no podemos analizar esta cuestión en términos de evolución, lo que nos diría efectivamente si las mejoras en cantidad de años de vida van acompañadas de mejoras en la calidad de la misma. Por el contrario, podemos indagar esta cuestión en el corte transversal a partir de los resultados para las CC. AA., de forma similar a como Murray y Lopez (1996) hicieron a partir de un conjunto de datos internacionales.

El gráfico 13 muestra la relación entre e_0 y e_0^* para el total de la población y las 18 comunidades, así como la recta de regresión correspondiente.³⁷ Lo que este gráfico sugiere es que la relación entre ambos indicadores es positiva, esto es, son las poblaciones con una mayor supervivencia las que disfrutan de un mayor número de años de vida esperados libres de discapacidad. La relación sería todavía más fuerte si distinguiéramos entre sexos, puesto que la correlación en e_0^* por sexos es de 0.837. Por tanto cantidad y calidad parecen moverse en la misma dirección, si bien esta relación a nivel regional no parece ser tan fuerte como la observada en el estudio de Murray y Lopez (1996) a nivel internacional, donde el R^2 de la relación entre ambas variables asciende a 0.933.

Gráfico 13. Esperanza de vida y esperanza de vida libre de discapacidad entre CC. AA. para el total de la población. 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Pinilla (2007) y ECV del INE (2005a).

³⁷ El punto grueso del gráfico 13 muestra la observación para el total nacional.

La regresión del gráfico 13 muestra, de hecho, un efecto enorme de e_0 sobre e_0^* al indicar que aquellas comunidades que, en promedio, tienen 1 año más de e_0 disfrutan de 2 años más de e_0^* . Por tanto, aumentar la cantidad de años de vida parece ayudar a incrementar también la calidad de los mismos. No en vano la correlación entre esperanza de vida y nivel de desarrollo se adivina positiva en nuestros datos.

6. RESUMEN

Resumimos ahora las principales aportaciones de este trabajo en sus diferentes vertientes de presentar una base de datos, de explorar las posibilidades del indicador esperanza de vida libre de discapacidad a partir de los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida y de resumir brevemente la evolución de la esperanza de vida y la esperanza de vida libre de discapacidad.

- 1) En primer lugar, presentamos sistema de tablas de mortalidad para España con carácter regional y periodicidad anual desde 1975. La metodología de elaboración, brevemente resumida, es consistente con los estándares internacionales y es homogénea a través de los diferentes niveles de agregación por grupos de edades.
- 2) En base a las tablas anteriores resumimos los principales rasgos de la evolución de la esperanza de vida en España en los últimos 30 años. Estos son:
 - a) Crecimiento a buen ritmo en la esperanza de vida al nacer, que no parece mostrar signos de agotamiento, y a otras edades.
 - b) Una importante diferencia en esperanza de vida entre hombres y mujeres, no sólo al nacer sino a todas las edades.
 - c) El creciente papel de las mejoras en la mortalidad a edades avanzadas como fuente del incremento en la esperanza de vida al nacer.
 - d) El marcado patrón norte-sur en la mortalidad, que no ha mostrado síntomas de convergencia en las últimas décadas.
- 3) En segundo lugar, exploramos el estado de la cuestión en torno a la esperanza de vida libre de discapacidad, que actualmente es un indicador estructural elaborado de forma periódica por Eurostat. Resumimos la información disponible para este indicador a nivel europeo y nacional, al haber sido incluido en el reciente conjunto de Indicadores Clave del Sistema Nacional de Salud del Ministerio de Sanidad (2007) y constatamos como la fuente de información utilizada por Eurostat, disponible para España con un nivel de representatividad regional, no parece haber sido explotada para este propósito.
- 4) El siguiente paso es elaborar este indicador para las Comunidades Autónomas utilizando las mismas opciones metodológicas que Eurostat y a partir de la misma fuente: la Encuesta de Condiciones de Vida. Ello permite comparaciones razonables a un nivel de desagregación geográfica.

fica notablemente inferior al nacional. Lamentablemente el ámbito temporal se reduce al periodo 2004-2006.

- 5) A nivel nacional los resultados para la esperanza de vida libre de discapacidad muestran los siguientes rasgos básicos:
 - a) Las tasas de prevalencia de los hombres son inferiores a las de las mujeres en todos los grupos de edad, estas diferencias son pequeñas en los jóvenes, pero son de una magnitud no despreciable en edades medias y avanzadas.
 - b) Los ajustes por calidad reducen notablemente la esperanza de vida. Nuestros resultados están totalmente en línea con los publicados por Eurostat para nuestro país.
 - c) Las discrepancias entre hombres y mujeres en esperanza de vida desaparecen a nivel nacional cuando ajustamos por calidad. Como resultado, las mujeres viven más, pero viven peor (en promedio).
- 6) A nivel regional los resultados para la esperanza de vida libre de discapacidad muestran los siguientes rasgos básicos:
 - a) La Encuesta de Condiciones de Vida no es representativa, con periodicidad anual, a nivel de CC. AA. por grupo de edad y, en consecuencia, la obtención de un indicador razonable de esperanza de vida libre de discapacidad debe agregar los datos temporalmente. En nuestro caso particular hemos considerado un lapso de tiempo de 3 años.
 - b) Las diferencias regionales en esperanza de vida libre de discapacidad son mucho mayores que las existentes en esperanza de vida. Parte de estas diferencias, pero no todas, son debidas a variabilidad muestral.
 - c) Estas discrepancias entre comunidades se mantienen cuando distinguimos por sexos. Los errores muestrales parecen ser responsables de parte de estas discrepancias, pero no lo explican todo. En algunos casos podemos encontrar diferencias estadísticamente significativas en esperanza de vida libre de discapacidad entre sexos, aunque resulta llamativo la ausencia de un patrón definido. Esta cuestión requiere sin duda una mayor atención.
 - d) La esperanza de vida libre de discapacidad muestra un patrón norte-sur similar al de la esperanza de vida, aunque menos acusado.
 - e) Al menos en el corte transversal, esperanza de vida y esperanza de vida libre de discapacidad muestran una correlación altamente positiva. Por tanto son las poblaciones con una mayor supervivencia las

que disfrutaran de un mayor número de años de vida esperados libres de discapacidad.

El hecho de que la Encuesta de Condiciones de Vida sólo esté disponible a partir de 2004, así como la sensibilidad de la esperanza de vida libre de discapacidad a la fuente de información utilizada para medir la discapacidad o más generalmente la salud, limita enormemente la comparabilidad hacia atrás del indicador. En este sentido parece poco probable que puedan elaborarse series temporales homogéneas de esperanzas de vida en salud que puedan darnos una visión temporal razonablemente larga de la evolución conjunta de cantidad y calidad de los años de vida.

Quedaría por comprobar, sin embargo, en qué medida la esperanza de vida libre de discapacidad podría ser sustituida para estos fines por la esperanza de vida en buena salud percibida, ya que esta es una pregunta estándar que aparece no sólo en la Encuesta de Condiciones de Vida, sino también en las Encuestas Nacionales de Salud y en cualquier encuesta sobre discapacidades y estados de salud. Presumiblemente ello permitiría ganar comparabilidad temporal a costa de limitar la comparabilidad internacional.

ANEXO: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN LA ESPERANZA DE VIDA SEGÚN VARIACIONES EN LA MORTALIDAD A DIFERENTES EDADES

Existen básicamente dos aproximaciones a la descomposición de la esperanza de vida. Una aproximación continua (Pollard 1982) y una aproximación discreta (Arriaga 1984). Aunque ambos procedimientos son básicamente idénticos (Pollard 1988), las fórmulas de Arriaga (1984) son más fáciles de implementar a partir de los datos disponibles en las tablas de mortalidad, por lo que seguimos esta metodología.³⁸

Por consistencia con la notación del texto consideraremos intervalos de edades simples, $[x, x + 1)$, aunque el procedimiento es idéntico para grupos de edad, $[x, x + n)$ o incluso $[x, x + n_x)$.

El efecto total, directo más indirecto, Δ_x , de una alteración en la tasa de mortalidad en el intervalo de edad $[x, x + 1)$ sobre la esperanza de vida al nacer, e_0 , puede ser expresado como

$$\Delta_x = \frac{l_x^t}{l_0^t} \cdot \left(\frac{L_x^s}{l_x^s} - \frac{L_x^t}{l_x^t} \right) + \frac{T_{x+1}^s}{l_0^t} \cdot \left(\frac{l_x^t}{l_x^s} - \frac{l_{x+1}^t}{l_{x+1}^s} \right) \quad (\text{A.1})$$

donde l_x son los supervivientes a la edad exacta x , L_x son los años-persona en el intervalo de edad $[x, x + 1)$, T_x son los años-persona por encima de la edad x , $T_x = \sum_{i=x}^{109} L_i + \infty L_{110}$, y el súper-índice, t o s , denota los dos periodos o poblaciones de comparación.

El primer término de la parte derecha de (A.1), $\frac{l_x^t}{l_0^t} \cdot \left(\frac{L_x^s}{l_x^s} - \frac{L_x^t}{l_x^t} \right)$, mide el efecto directo de un cambio en la tasa de mortalidad en el intervalo de edad $[x, x + 1)$, esto es, el efecto que un cambio en L_x tiene sobre la esperanza de vida al nacer.

El segundo término de la ecuación (A.1), $\frac{T_{x+1}^s}{l_0^t} \cdot \left(\frac{l_x^t}{l_x^s} - \frac{l_{x+1}^t}{l_{x+1}^s} \right)$, mide los efectos indirectos, esto es, la contribución resultante de los años-persona adicionales como consecuencia de que los supervivientes a la edad $x + 1$, l_{x+1} , están expuestos a nuevas condiciones de mortalidad.

³⁸ Para una visión general de los métodos de descomposición en demografía puede consultarse la excelente monografía de Canudas Romo (2003).

Obviamente para el intervalo abierto final, $[x, \infty)$, sólo existen efectos directos y la ecuación a aplicar es la siguiente

$${}_{\infty}\Delta_x = \frac{l_x^t}{l_0^t} \left(\frac{T_x^s}{l_x^s} - \frac{T_x^t}{l_x^t} \right) \quad (\text{A.2})$$

Esta descomposición, a diferencia de otras que generan un término de interacción o de covarianza (Cutler y Meara 2001), es exacta en el sentido que $e_0^s - e_0^t = \sum_{x=0}^{109} \Delta_x + {}_{\infty}\Delta_{110}$, siendo e_0 la esperanza de vida al nacer.

Ya hemos indicado que las fórmulas de cálculo a aplicar son idénticas para edades simples o para grupos de edad. Además, siempre y cuando las tablas de mortalidad sean consistentes al agregar por grupos de edad, los efectos totales por edad serán independientes del nivel de agregación por edades (es decir, el efecto total será el mismo si consideramos tablas completas o abreviadas), sin embargo los efectos directos e indirectos dependen del nivel de agregación por edades de la tabla con la que calculemos la descomposición (ello es cierto tanto a nivel de edad como para la suma de todos los efectos directos e indirectos). La razón debe resultar obvia. Cuanto menores sean los intervalos de edad (edades simples frente a grupos quinquenales), menor contribución de los efectos directos, ya que estos se computan sobre un intervalo de edad menor, y en consecuencia mayor contribución de los efectos indirectos. Los dos sumatorios de (A.1) lo ilustran de forma clara.

Las expresiones (A.1) y (A.2) son las utilizadas para descomponer la esperanza de vida al nacer. Para cualquier otra edad basta con sustituir l_0 por l_α y estimar Δ_x para $x \geq \alpha$.

FUENTES BIBLIOGRÁFICAS

- Albarrán, I., Ayuso, M., Guillén, M. y Monteverde, M. (2001): "Medición del envejecimiento y la discapacidad de la población en España a partir de la esperanza de vida residual". *Anales del Instituto de Actuarios Españoles*, 7, 107-135.
- Alegre Escolano, A., Ayuso Gutiérrez, M., Guillén Estany, M., Monteverde Verdenelli M. y Pociello García, E. (2005): "Tasa de dependencia de la población española no institucionalizada y criterios de valoración de la severidad". *Revista Española de Salud Pública*, 79, 3 (mayo/junio), 351-363.
- Anderson, R. N. (1999): "Method for constructing complete annual U.S. life tables". *National Centre for Health Statistics, Vital and Health Statistics*, 2, 129, 1-28.
- Arias, E. (2002): "Unites States Life Tables, 2000". *National Vital Statistical Reports*, 51, 3.
- Arriaga, E. (1984): "Measuring and explaining the change in life expectancies", *Demography*, 21, 1, 83-96.
- Artís, M., Ayuso, M., Guillén, M. y Monteverde, M. (2007): "Una estimación actuarial del coste individual de la dependencia en la población de mayor edad en España". *Estadística Española*, 49, 165, (Segundo cuatrimestre), 373-402.
- Bacharach, M. (1971): *Biproportional Matrices and Input-Output Change*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Benach, J. (dir.), Yasui, Y., Borrell, C., Rosa, E., Pasarín M. I., Benach, N. Español, E., Martínez, J. M. y Daponte, A. (2001): *Atlas de mortalidad en pequeñas áreas de España (1987-1995)/Atlas of mortality of small areas in Spain*. Barcelona: Universidad Pompeu-Fabra.
- Benach, J. (dir.), Martínez, J. M., Borrell, C., Pasarín M. I., Yasui, Y., Vergara, M., Buxó, M., Muntaner, C., Daponte, A., Ocaña, R. y Benach, N. (2007): *Estudio geográfico de la mortalidad en España. Análisis de tendencias temporales en municipios o agregados de municipios*. Madrid: Fundación BBVA. Disponible en: http://www.fbbva.es/TLFU/dat/informe_estudio_geografco_mortalidad_tcm269-160540.pdf.
- Becker, G. S., Philipson, T. J. y Soares, R. R. (2005): "The quantity and quality of life and the evolution of world inequality". *American Economic*

Review, 95, 1 (marzo), 277-291. (Documento de Trabajo: National Bureau of Economic Research Working Paper 9765, 2003, (junio). Disponible en <http://www.nber.org/papers/w9765>).

Borrás Blasco, C. (2003): Importancia del Estrés Oxidativo en la Diferencia de Longevidad entre Machos y Hembras. Tesis Doctoral. Departamento de Fisiología. Facultad de Medicina y Odontología. Universidad de Valencia.

Breakwell, C. y Bajekal, M. (2005): "Review of sources and methods to monitor Healthy Life Expectancy". Health Statistics Quarterly, National Statistics, 26 (verano), 17-22.

Calot, G. y Sardon, J.P. (2004): "Methodology for the calculation of Eurostat's demographic indicators". Informe detallado por European Demographic Observatory, EDO, Population and social conditions 3/2003/F/nº 26. Edición 2004.

Canudas Romo, V. (2003): Decomposition methods in demography. Monograph, Population Studies, Rozanberg Publishers. PhD Thesis, University of Groningen. Disponible en <http://irs.ub.rug.nl/ppn/250138344>.

Chiang, C. L. (1968): An Introduction to Stochastic Processes in Biostatistics. New York: Wiley & Sons, Inc.

Chiang, C. L. (1984): The Life Table and its Applications. Malabar (Florida): Robert E. Krieger Publishing Company.

Coale, A. y Demery, P., con Vaughn, B. (1983): Regional Model Life Tables and Stable Populations. New York: Academic Press.

Cutler, D. M. y Meara, E. (2001): "Changes in the age distribution of mortality over the 20th century". National Bureau of Economic Research Working Paper 8556 (octubre).

Cutler, D. M. y Richardson, E. (1997): "Measuring the Health of the U.S. Population". Brooking Papers on Economic Activity: Microeconomics. 217-271.

EHEMU (European Health Expectancy Monitoring Unit) (2005): "Are we living longer, healthier lives in the EU? Disability-Free Life Expectancy (DFLE) in EU Countries from 1991 to 2003 based on the European Community Household Panel (ECHP)". EHMEU Technical Report 2005_2, (julio). Disponible en <http://www.ehemu.eu/>.

EHEMU (2006): "Report on the development of the EHEMU information system (version 001). Main EHEMU_IS web pages". EHMEU Technical Report 2006_1, (julio). Disponible en <http://www.ehemu.eu/>.

- EHEMU (2007): "Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide". EHMEU Technical Report 2006_3, (junio), Tercera edición. Disponible en http://www.ehemu.eu/pdf/Sullivan_guide_final_jun2007.pdf y http://www.ehemu.eu/pdf/Sullivan_manual_jun2007.xls.
- Gertham, U.-G. y Johanneson, M. (1999): "New estimates of the demy for health: results based on categorical health measure y Swedish micro data". *Social Science y Medicine*, 49, 1325-1332.
- Gispert, R. y Gutiérrez-Fisac, J. L. (1997): "Esperanza de vida saludable: pasado y presente de un indicador con futuro". *Revisiones en Salud Pública*, 5, 7-32.
- Gispert, R., Puig, X., Puigdefabregas, A., Tresserras, R. y Busquets, E. (2003): "Esperanza de vida libre de incapacidad y esperanza de vida en buena salud en Cataluña 1994-2000". *Medicina Clínica*, 121, suplemento 1, 128-132.
- Gispert, R., Ruíz-Ramos, M., Barés, M^a. A., Viciano, F. y Clot-Razquin, G. (2007): "Diferencias en la esperanza de vida libre de discapacidad por sexo y Comunidades Autónomas en España". *Revista Española de Salud Pública*, 81, 155-165.
- Goerlich, F. J. (2008): "Las tablas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística: 1900-1901 a 2004-2005 –Recopilación crítica–". *Estadística Española*, 50, 169 (tercer cuatrimestre), 523-589.
- Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2004): "Elaboración de las Tablas de Mortalidad completas para España, 1975-2001". Mimeo. Valencia: Universidad de Valencia e Ivie.
- Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2005a): "Elaboración de las Tablas de Mortalidad abreviadas por Comunidades Autónomas, 1975-2001". Mimeo. Universidad de Valencia e Ivie. Valencia.
- Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2005b): "Esperanza de vida y potencial de vida a lo largo del siglo XX en España". *Revista de Demografía Histórica*, 23, 2, 79-110.
- Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2006): "Elaboración de las Tablas de Mortalidad abreviadas por Provincias, 1975-2001". Mimeo. Valencia: Universidad de Valencia e Ivie.
- Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2007): "Actualización de las Tablas de Mortalidad para el periodo, 2002-2006, a nivel nacional, por CC. AA. y provincial". Mimeo. Valencia: Universidad de Valencia e Ivie.

- Gonzalo, E. y Pasarín, M. I. (2004): "La salud de las personas mayores". *Gaceta Sanitaria*, 18, suplemento 1, 69-80.
- 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". *Demographic Research*, 13, 20, 521-546. Disponible en <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol13/20/13-20.pdf>.
- Greville, T. N. E. (1943): "Short methods of constructing life tables". *Record from the American Institute of Actuaries*, 32, 29-42.
- Guillén Estany, M. (Dir.) (2006): *Longevidad y Dependencia en España. Consecuencias sociales y económicas*. Bilbao: Fundación BBVA.
- INE (Instituto Nacional de Estadística) (1978): *Tablas de mortalidad provinciales (1969-72). Año 1970*. Madrid: INE.
- INE (1999): *Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud. Metodología*. Madrid: INE. Disponible en <http://www.ine.es/prodyser/pubweb/discapa/discapa99meto.pdf>.
- INE (2005a): *Encuesta de Condiciones de Vida. Metodología*. Madrid: INE.
- INE (2005b): *Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud. Informe general. Convenio de colaboración entre el INE, el IMSERSO, la Fundación ONCE y el Consorcio Centro de Estudios Demográficos (CED) de la Universidad Autónoma de Barcelona y elaborado por este último organismo, (septiembre)*, Madrid: INE. Disponible en http://www.ine.es/prodyser/pubweb/disc_inf05/discapa_inf.htm.
- INE (2007): *Metodología empleada en el cálculo de las tablas de mortalidad de la población de España 1992-2005, (julio)* Madrid: INE. Disponible en <http://www.ine.es>.
- Imai, K. y Soneji, S. (2007): "On the Estimation of Disability-Free Life Expectancy: Sullivan's Method and Its Extension". *Journal of the American Statistical Association*, 102, 480 (diciembre), 1199-1211. Disponible en <http://imai.princeton.edu/research/life.html>.
- Jagger, C. (2001): "Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide. European Concerted Action on the Harmonization of Health Expectancy Calculations in Europe (EURO-REVES)". *REVES Paper* 408, 13 (junio).
- Keyfitz, N. (1966): "A life table that agrees with the data". *Journal of the American Statistical Association*, 61, 314, 305-312.
- Keyfitz, N. (1968): "A life table that agrees with the data II". *Journal of the American Statistical Association*, 63, 324, 1252-1268.

- Keyfitz, N. (1970): "Finding probabilities from observed rates or how to make a life table". *The American Statistician*, 24, 1 (febrero), 28-33.
- Keyfitz, N. (1979): *Introducción a las Matemáticas de Población*. Santiago de Chile: Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) (original en versión inglesa de 1968, *Introduction to the Mathematics of Population*, New York: Addison-Wesley Publishing Company, Inc.).
- Lexis, W. (1875): *Einleitung ein die Theorie der Bevölkerungs-Statistik*. Strasbourg, Trubner.
- Lièvre, A., Brouard, N. y Heathcote, C. (2003): "The estimation of health expectancies from cross-longitudinal surveys". *Mathematical Population Studies*, 10, 4, 211-248.
- Mathers, C. D. (1991): *Health Expectancies in Australia 1981 and 1988*. Technical Report. Australian Institute of Health. Canberra: Australian Government Publishing Service.
- Mathers, C. D., Sadana, R., Salomon, J. A., Murray, C. J. L. y A. D. Lopez (2001): "Healthy life expectancy in 191 countries, 1999". *The Lancet*, 357, 9269, (mayo 26) 1685-1691.
- McDonald, S. y Roberts, J. (2002): "Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow Model: A panel data investigation". *Economics Letters*, 74, 271-276.
- MSC (Ministerio de Sanidad y Consumo) (2005): *La Salud de la Población Española en el contexto europeo y del Sistema Nacional de Salud*. Indicadores de Salud. Edición a cargo de Enrique Regidor y Juan L. Gutiérrez-Fisac, Madrid: MSC.
- MSC (2006): *La Esperanza de Vida Libre de Incapacidad: Un Indicador Estructural*. Madrid: MSC. Documento en <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/docs/informeEVLI.pdf>.
- MSC (2007): *Indicadores Clave del Sistema Nacional de Salud* (diciembre). HFA-DB España, Data Presentation System, INCLASSNS-BD Versión 0, Instituto de Información Sanitaria, Plan de Calidad para el Sistema Nacional de Salud, Madrid: MSC. Disponible en http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/inclasSNS_DB.htm.
- Molla, M, Wagener, D. y Madans, J. (2001): "Summary Measures of Population Health: Methods for Calculating Healthy Life Expectancy". *Healthy People Statistical Notes*, Technical Report 21 (agosto), Hyattsville (MD): National Center for Health Statistics. Disponible en <http://www.cdc.gov/nchs/data/statnt/statnt21.pdf>.

- Monteverde, M. (2004): Discapacidades de las personas mayores en España: prevalencias, duraciones e impacto sobre los costes de cuidados de larga duración. Universidad de Barcelona, Tesis Doctoral, (septiembre).
- Murray, J. L. y Lopez, A. D. (1996): *The Global Burden of Disease*. Harvard University Press.
- Murray, J. L., Salomon, J. A., Mathers, C. D. y Lopez, A. D. (2002): *Summary Measures of Population Health*, Geneva: Organización Mundial de la Salud.
- Murphy, K. M. y Topel, R. H. (Eds.) (2002): *Exceptional Returns*. University of Chicago Press.
- Newman, S. C. (1988): "A Markov process interpretation of Sullivan's index of morbidity and mortality". *Population Studies*, 42, 389-406.
- Nolasco, A., Pereyra, P. Tamayo, N., Alfonso, R. y Sanchis, J. (2007): "Los indicadores de calidad de vida derivados de las encuestas de salud". Las encuestas de salud como fuente de información sanitaria. 16 de marzo de 2007. Conselleria de Sanidad. Jornada sobre la Encuesta de Salud de la Comunidad Valenciana. Disponible en <http://www.san.gva.es/docs/encuesta/17nolasco.pdf>.
- Nordhaus, W. D. (2002): "The health of Nations: The Contribution of Improved Health to living standards". En K. M. Murphy y R. H. Topel (Eds.) *Exceptional Returns* University of Chicago Press. (Documento de Trabajo: National Bureau of Economic Research Working Paper 8818, (marzo). Disponible en <http://www.nber.org/papers/w8818>].
- Oeppen, J. y Vaupel, J. W. (2002): "Broken limits to life expectancy". *Science*, 296, 5570, (mayo 10), 1029-1031. Disponible en <http://www.sciencemag.org/cgi/content/full/296/5570/1029>.
- OMS (Organización Mundial de la Salud) (1984): *The uses of epidemiology in the study of the elderly: Report of a WHO Scientific Group on the Epidemiology of Aging*. Technical Report Series 706. Geneva: OMS.
- OMS (1999): *Health21: The health for all policy framework for the WHO European Region*. European Health for All Series N° 6. Copenhagen: OMS. Disponible en http://www.euro.who.int/InformationSources/Publications/Catalogue/20010911_38.
- OMS (2002): *The World Health Report 2002: Reducing Risks, Promoting Healthy Life*. Geneve: OMS. Disponible en <http://www.who.int/whr/2002/en/index.html>.
- OMS (2008): *World Health Statistics, 2008*. Geneve: OMS. Disponible en <http://www.who.int/whosis/whostat/2008/en/index.html>.

- Osberg L. y Sharpe, A. (2002): "An index of economic well-being for selected OECD countries". *Review of Income y Wealth*, 48, 3 (septiembre), 291-316.
- Pinilla, R. y Goerlich, F. J. (2004a): "Renta per cápita y potencial de calidad de vida (QLP) en España (1981-1999)". *Investigaciones Regionales*, 4 (primavera), 53-74.
- Pinilla, R. y Goerlich, F. J. (2004b): "Líneas de pobreza subjetiva en el cálculo del potencial de calidad de vida (QLP) en España. Aplicación a partir de la EPF de 1990-91". *Investigaciones Regionales*, 5 (otoño), 159-170.
- Press, W. H., Flannery, B. P., Teukolsky, S. A. y Vetterling, W. T. (1988): *Numerical Recipes in C*. New York: Cambridge University Press.
- Preston, S. H., Heulevine, P. y Guillot, M. (2001): *Demography. Measuring y Modelling Population Processes*. Oxford: Blackwell.
- Preston, S. H., Keyfitz, N. y Schoen, R. (1972): *Causes of Death. Life Tables for National Populations*. New York y London: Seminar Press.
- Pollard, J. H. (1982): "The expectation of life and its relationship to mortality". *Journal of the Institute of Actuaries*, 109, 225-240.
- Pollard, J. H. (1988): "On the decomposition of changes in expectation of life and differentials in life expectancy". *Demography*, 25, 2, 265-276.
- Regidor, E., Rodríguez, C. y Gutiérrez-Fisac, J. L. (1996): *Indicadores de Salud. Tercera evaluación en España del programa regional europeo Salud para Todos*. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo.
- Reher, D. S. y Dopico, F. (1999): "El declive de la mortalidad en España 1860-1930". *Asociación de Demografía Histórica (ADEH)*, Barcelona. Disponible en <http://www.ucm.es/info/geps/424.htm>.
- Robine, J.-M., Jagger, C. y Romieu, I. (Eds.) (2002): "Selection of a Coherent Set of Health Indicators for the European Union. Phase II: Final report". *Euro-REVES* (junio), Montpellier, France.
- Robine, J.-M., Jaegger, C., Clavel, A. y Romieu, I. (2005): "Disability-Free Life Expectancy (DFLE) in EU Countries from 1991 to 2003. Estimates based on the European Community Household Panel (ECHP) waves 2 to 8, made to fulfill the requirements for Healthy Life Years to be an EU Structural Indicator". *EHEMU Technical Report 2005_1* (julio).
- Ruiz-Ramos, M. y Viciano, F. (2004): "Desigualdades en longevidad y calidad de vida entre Andalucía y España". *Gaceta Sanitaria*, 18, 4 (julio-agosto), 260-267.

- Sanders, B. S. (1964): "Measuring community health levels". *American Journal of Public Health*, 54, 7, 1063-1070.
- Sen, A. (1998): "Mortality as an indicator of economic success y failure". *The Economic Journal*, 108 (enero), 1-25.
- Sen, A. (1999): *Development as Freedom*. New York: Alfred A. Knopf Inc. (en castellano: *Desarrollo y libertad*. Barcelona: Planeta, 2000).
- Sullivan, D. F. (1971): "A single index of mortality and morbidity". *HSMA Health Report*, 86 (abril), 347-354.
- Thatcher, A., Kannisto, V. y Vaupel, J. W. (1998): *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense, Denmark: Odense University Press.
- Van Imhoff, E. (1994a): *LIPRO User´s Guide: Version 3.0*. Working Paper 1994/1A. The Hague: NIDI.
- Van Imhoff, E. (1994b): *LIPRO Tutorial: Version 3.0*. Working Paper 1994/2A. The Hague: NIDI.
- Van Imhoff, E. y Keilman, N. W. (1991): *LIPRO 2.0: An application of a dynamic demographic projection model to household structure in the Netherlands*. NIDI CBGS Publications 23. Amsterdam/Lisse: Swets & Zeitlinger. Disponible en <http://www.nidi.knaw.nl/en/output/nidicbgs/nidicbgs-publ-23.pdf/nidicbgs-publ-23.pdf>.
- Viciana, F. (2004): "Mortalidad", en *Tendencias Demográficas durante el siglo XX en España*, Andrés Arroyo Pérez (Coord.) Madrid: Instituto Nacional de Estadística. Disponible en http://www.ine.es/prodyser/pubweb/tend_demo_s20/mortalidad.pdf.
- Viciana, F., Hernández, J. A., Cantó, V. D. y Ávila, A. I. (2003): *Longevidad y calidad de vida en Andalucía*. Sevilla: Instituto de Estadística de Andalucía.
- Wilmoth, J. R. (2002): "Methods protocol for the Human Mortality Database". Mimeo (1 octubre). Disponible en <http://www.mortality.org>.
- Wilmoth, J. R., Andreev, K., Jdanov, D. y Glej, D. A. (2007): "Methods protocol for the Human Mortality Database". Mimeo (31 mayo), Versión 5. Disponible en <http://www.mortality.org>.