



WP-EC 2009-13

Esperanzas de vida libres de discapacidad por sexo y comunidad autónoma: 2004-2006

Francisco J. Goerlich y Rafael Pinilla

Ivie

Working papers
Working papers
Working papers

Los documentos de trabajo del Ivie ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas. Al publicar este documento de trabajo, el Ivie no asume responsabilidad sobre su contenido.

Ivie working papers offer in advance the results of economic research under way in order to encourage a discussion process before sending them to scientific journals for their final publication. Ivie's decision to publish this working paper does not imply any responsibility for its content.

La Serie EC, coordinada por Matilde Mas, está orientada a la aplicación de distintos instrumentos de análisis al estudio de problemas económicos concretos.

Coordinated by Matilde Mas, the EC Series mainly includes applications of different analytical tools to the study of specific economic problems.

Todos los documentos de trabajo están disponibles de forma gratuita en la web del Ivie <http://www.ivie.es>, así como las instrucciones para los autores que desean publicar en nuestras series.

Working papers can be downloaded free of charge from the Ivie website <http://www.ivie.es>, as well as the instructions for authors who are interested in publishing in our series.

Edita / Published by: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Depósito Legal / Legal Deposit no.: V-4042-2009

Impreso en España (octubre 2009) / Printed in Spain (October 2009)

Esperanzas de Vida Libres de Discapacidad por Sexo y Comunidad Autónoma: 2004 – 2006*

Francisco J. Goerlich y Rafael Pinilla**

Resumen

Este trabajo presenta esperanzas de vida libres de discapacidad (EVLD) a nivel nacional para los años 2004, 2005 y 2006, y a nivel de Comunidad Autónoma agrupando los datos para estos tres años a partir de la información contenida en la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). Esta es la fuente de información utilizada por Eurostat para la elaboración de su indicador estructural Años de Vida en Buena Salud al nacimiento (HLY) para los países de la Unión Europea. De esta forma se explora la posibilidad de construir de forma sistemática este indicador para las regiones de España con una periodicidad determinada.

Palabras Clave: Esperanza de Vida, Esperanza de Vida Libre de Discapacidad, Método Sullivan, Encuesta de Condiciones de Vida.

Clasificación JEL: I12, J11, J24.

Abstract

This paper presents Disability Free Life Expectancy (DFLE) at the national level for the years 2004, 2005 y 2006, and at the regional level (NUTS 2) by pooling the information of these three years from the *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) survey. This is the survey used by Eurostat for elaborating his structural indicator for all European Union member countries. In this way we explore the possibility of elaborating this healthy indicator at a given periodicity and at the regional (NUTS 2) level for Spain.

Keywords: Life Expectancy, Disability Free Life Expectancy, Sullivan Method, Survey of Income and Living Conditions.

* 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.

** F. Goerlich: Universidad de Valencia e Ivie. Autor de contacto: francisco.j.goerlich@uv.es.
R. Pinilla: Agencia Estatal de Evaluación de Políticas Públicas y Calidad de los Servicios.

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. 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 más representativos de la salud global de una comunidad, y en consecuencia también de su estado de desarrollo (Sen 1998).

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

Esta limitada 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 (WHO 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).

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.

Este trabajo pretende contribuir a la literatura de las esperanzas de vida en salud desde una óptica regional. A nivel de CCAA la información disponible es relativamente escasa y se

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.

reduce en la práctica a la EDDS 1999. Existen algunos estudios para Comunidades Autónomas particulares, como por ejemplo Andalucía (Viciano, Hernández, Cantó y Ávila 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, simplemente porque las definiciones de incapacidad son generalmente distintas.

Nuestra contribución trata de mantener la homogeneidad en la estimación de la esperanza de vida libre de discapacidad (EVLD) entre CCAA, 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 CCAA 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 anualmente desde 2004 como parte del conjunto de operaciones estadísticas armonizadas en el contexto de la Unión Europea y que en este caso concreto tiene 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*).

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. Este trabajo utiliza el conjunto de Tablas de Mortalidad elaboradas por Goerlich y Pinilla (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).

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 explica el método seguido en la elaboración de la EVLD. La sección 3 describe brevemente los datos y los supuestos adicionales para el cálculo de las tasas de prevalencia a partir de la ECV. Las dos secciones

siguientes presentan los resultados. Inicialmente se ofrece un panorama muy breve 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 CCAA posteriormente, sección 5. Finalmente se ofrece un breve resumen.

2.- Aspectos metodológicos: Esperanzas de Vida Libres de Discapacidad (EVLD).

Para calcular esperanzas de vida en salud se requiere, una vez definida la acepción de salud que vamos a considerar, incorporar en la metodología estándar para la elaboración de tablas de mortalidad (Preston, Heulevine y Guillot 2001; Wilmoth, Andreev, Jdanov y Gleit 2007), una forma de introducir ajustes por estados de salud. 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 básicamente todo lo que necesitamos es calcular la probabilidad de transición entre ambos estados a las diferentes edades.

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.

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; 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. De hecho el indicador años de vida en buena salud (*Healthy Life Years* – HLY) de Eurostat no es más que la Esperanza de Vida Libre de Discapacidad (EVLVD) calculada por el método Sullivan (1971). También es este el método propugnado por la OMS en su compilación de estadísticas internacionales (WHO 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. A partir de una tabla de mortalidad convencional, 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, es decir se trata de un cociente de flujos para un periodo determinado. 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.

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 dicho

intervalo de edad. Si ${}_{\infty}\theta_{110}$ representa la tasa de prevalencia en el intervalo final abierto de 110 y más años,² 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

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

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 de la tabla de mortalidad permite definir la esperanza de vida libre de discapacidad (EVLN), 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:

$$e_x^* = \frac{T_x^*}{l_x} \quad (2)$$

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.

La derivación de la EVLN por el método Sullivan está expuesta a las mismas limitaciones que la esperanza de vida habitual. En concreto, sólo es posible interpretar la EVLN 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 para las generaciones futuras. Aunque el método Sullivan obvia la estimación de las transiciones entre estados de salud la literatura reciente ha mostrado sus buenas propiedades bajo hipótesis similares a las necesarias para justificar las tablas de mortalidad de periodo convencionales (Imai y Soneji 2007).

² Los aspectos metodológicos consideran edades simples y un intervalo abierto final de 110 y más años, ya que este es el correspondiente a las tablas de mortalidad de las que partimos, sin embargo en la práctica utilizaremos grupos de edad quinquenales y un intervalo abierto final de 85 y más años.

La EVLD descompone la esperanza de vida tradicional, e_x , 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. La pérdida de salud, en la mayoría de sus variantes, no tiene por qué ser irreversible.

3.- Fuentes de información.

Las tablas de mortalidad que sirve de base para la estimación de las esperanzas de vida libres de discapacidad tienen por ámbito demográfico la población residente a uno de enero de cada año y 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.uv.es>), lo que permite su clasificación por generación, mientras que para la **población** se utilizan las estimaciones de población actual (ePOBa).

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) 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.

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, p.-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. Se trata de los mismos supuestos realizados por Eurostat.

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.

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).
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.

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

- 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”.
- 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. Por ejemplo, si el entorno de las personas con limitaciones mejora (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.

- Aunque lo aconsejable es medir la salud del total de la población este puede no ser normalmente el caso con encuestas.
- 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 cuestiones meramente culturales.

Una consideración final. A partir de las formulas (1)-(2) 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 la tasa de mortalidad, 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 sea 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

$$\sigma_{e_x^*}^2 = \frac{1}{l_x^2} \left[\frac{\sum_{i=x}^{109} \theta_i (1-\theta_i) L_i^2}{N_i} + \frac{\theta_{110} (1-\theta_{110}) L_{110}^2}{N_{110}} \right] \quad (3)^3$$

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.⁴

Debido a que (3) ignora la variabilidad aleatoria en m_x , esta estimación generalmente subestima la verdadera varianza de e_x^* . Imai y Soneji (2007, Sec.-3.4 y A.3) muestran como

³ Imai y Soneji (2007, p.-1203) formula (14) derivan un estimador alternativo para la varianza de e_x^* .

⁴ En la práctica, en nuestra aplicación, N_{85} .

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.

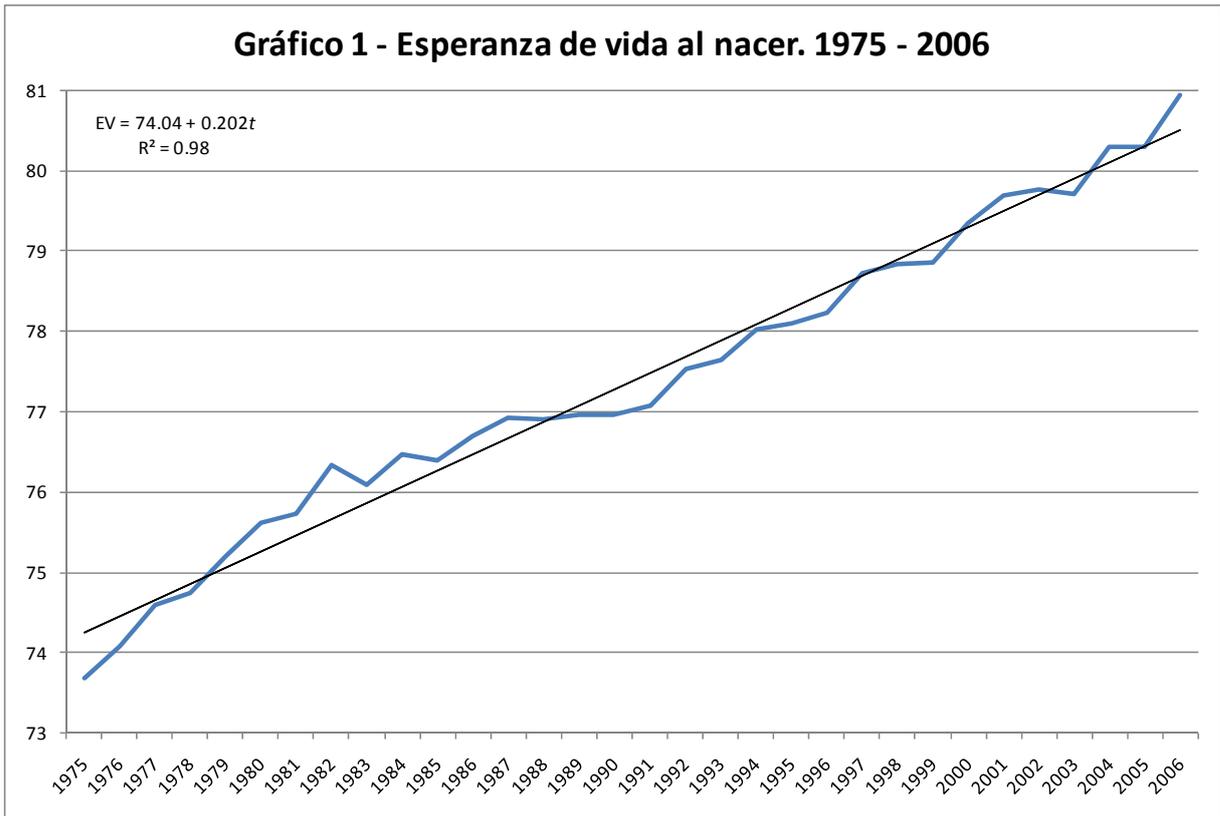
4.- Esperanza de vida en España desde 1975.

Esta sección describe muy 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 (2005) o Goerlich (2008).

En primer lugar, hay que destacar que la esperanza de vida sigue creciendo a buen ritmo a todas las edades. El gráfico 1, muestra la esperanza de vida al nacer para el periodo 1975 – 2006, junto con una tendencia lineal sobre-impuesta e indica que, en promedio, la esperanza de vida al nacer ha venido aumentando en algo más de un año de edad por cada quinquenio, y este crecimiento no muestra síntomas de debilidad de acuerdo con las últimas cifras disponibles. 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.

Pero este crecimiento no es exclusivo de e_0 . Es posible observar como e_{30} ha aumentado en 5.6 años, e_{45} en 5.3 años y e_{65} en 4.3 años en el conjunto del periodo 1975 – 2006, lo que representan crecimientos notables en todos los casos.

En segundo lugar, es bien conocido que la esperanza de vida de las mujeres es superior a la de los hombres, tal y como muestra la tabla 1. Observamos un diferencial en la esperanza de vida al nacer entre sexos que presenta una tendencia creciente hasta mediados de los 90 en que se superan los 7 años de diferencia entre varones 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).



Los datos de finales del siglo XX y principios del XXI muestran una ligera disminución en la llamada sobre-mortalidad masculina. 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. 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 mortalidad 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 1. Esperanza de Vida al nacer (e_0) por sexos.			
	e_0		
	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Diferencia</i>
1975	70.70	76.54	5.84
1980	72.48	78.63	6.15
1985	73.11	79.59	6.48
1990	73.42	80.46	7.04
1995	74.50	81.69	7.19
2000	75.94	82.73	6.79
2005	77.03	83.54	6.51
2006	77.70	84.14	6.43

Fuente: Goerlich y Pinilla (2004, 2007).

En tercer lugar, 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. Sin embargo, 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 2 muestra los resultados de dicha descomposición para la esperanza de vida al nacer para el conjunto del periodo. Al margen de que históricamente se observa una contribución creciente de la reducción en la mortalidad a edades avanzadas en las mejoras de la esperanza de vida al nacer (Goerlich 2008), para el periodo 1990 - 2006, 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).

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 3 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.

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.

Tabla 2. 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 (%)
	1990-2006	1990-2006
Menos de 1	1.21	16.71%
1-14	0.35	4.82%
15-29	0.28	3.90%
30-44	0.39	5.42%
45-64	1.57	21.59%
65-79	2.62	36.07%
más de 80	0.83	11.48%
Total	7.26	100.00%

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

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.

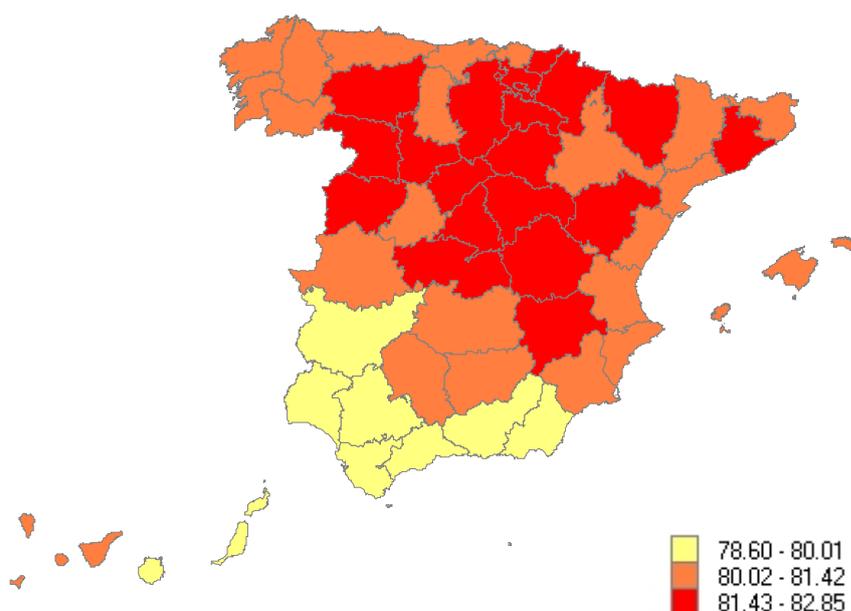
Tabla 3. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL EN LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR SEXOS POR GRUPOS DE EDAD.

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).

Finalmente, el mapa 1 ofrece el perfil geográfico de la mortalidad y muestra un claro 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. 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. 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). 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. 2006.



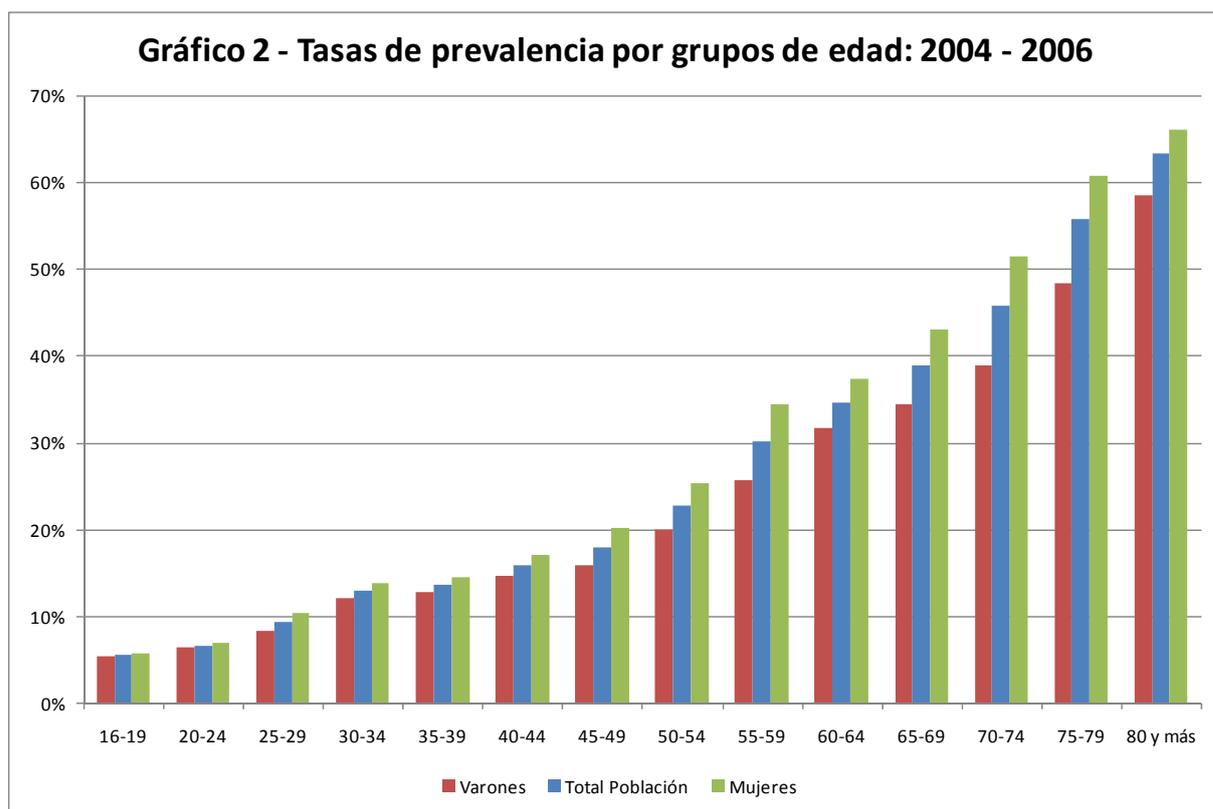
Fuente: Elaboración propia. Goerlich y Pinilla (2007).

5.- Esperanza de vida libre de discapacidad: 2004 - 2006.

5.1 Resultados a nivel nacional.

Este epígrafe presenta los resultados para la EVLD a nivel nacional. El gráfico 2 muestra las tasas de prevalencia 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 2 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, p.-107, Cuadro 1).



A partir de estas tasas de prevalencia, la tabla 4 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 variaciones 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 2, 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 4, también ofrece algún aspecto reseñable. En primer lugar, observamos que nuestros resultados están totalmente en línea con los publicados por Eurostat para nuestro país. 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, e indica que los resultados elaborados para las Comunidades Autónomas serán comparables con los de los diferentes países europeos.

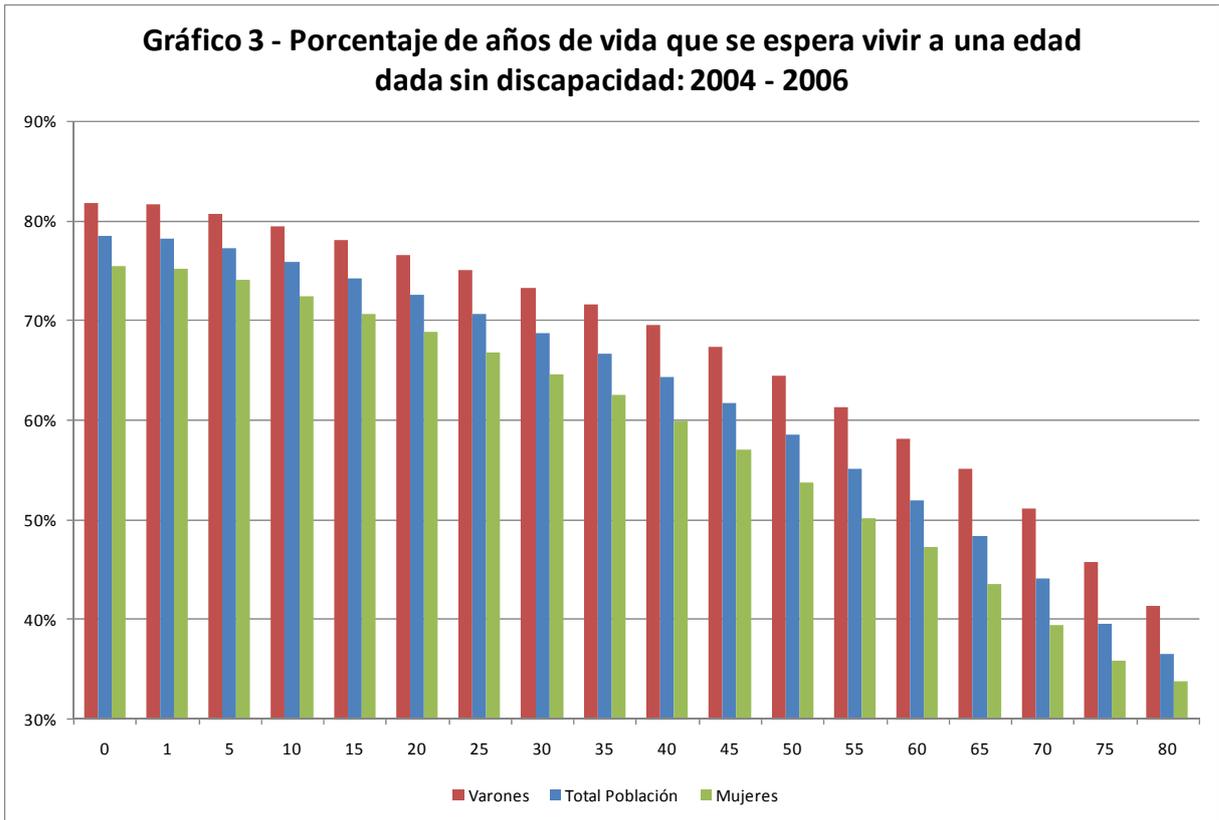
En segundo lugar, se observa que las discrepancias entre las esperanzas de vida a las diferentes edades entre varones y mujeres, que comentamos ampliamente en la sección anterior, desaparecen cuando incorporamos información sobre calidad.⁵ Las diferencias en EVLD por sexos son tremendamente escasas, 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 2.

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 3 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.

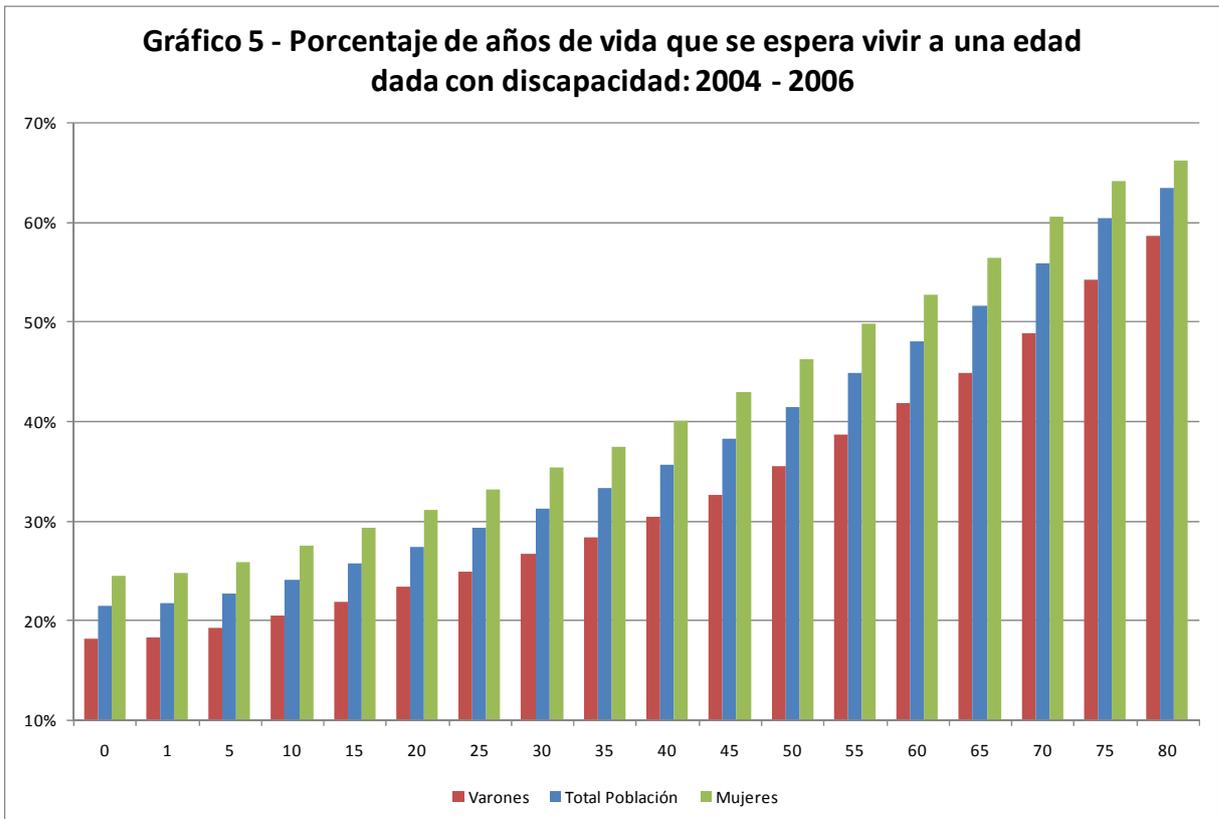
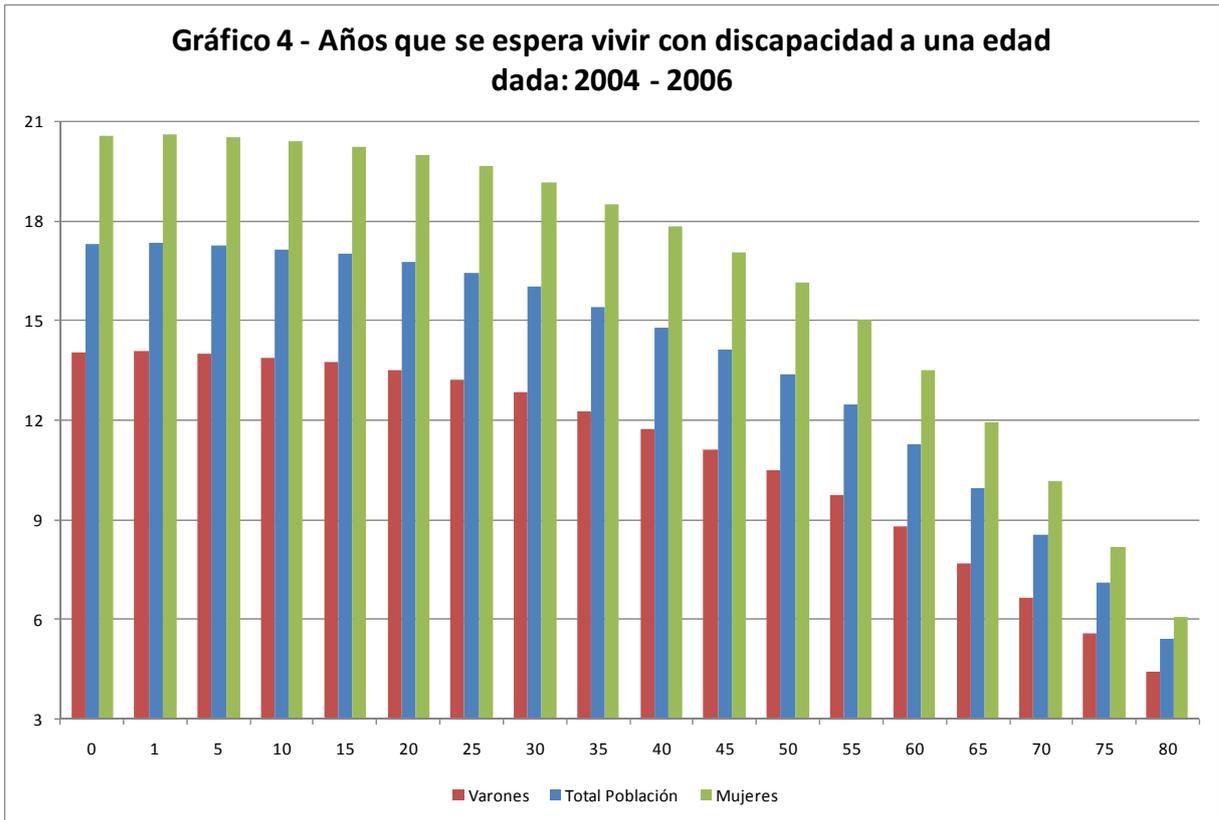
⁵ Aunque sería necesario indagar más sobre esta cuestión este resultado parece ser peculiar de la fuente de información utilizada. Así, por ejemplo, no se observa en los datos publicados por Eurostat a partir del PHOGUE, ni para España, tabla 1, ni para el resto de países; donde si se observan algunas 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 4.									
Esperanza de Vida y Esperanza de Vida libre de discapacidad a diversas edades.							Total Población.		
Edad	2004			2005			2006		
	e	e*	% LD	e	e*	% LD	e	e*	% 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		
	e	e*	% LD	e	e*	% LD	e	e*	% 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		
	e	e*	% LD	e	e*	% LD	e	e*	% 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 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 4 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 5 muestra la información en términos relativos, siendo por tanto el complementario del gráfico 3, 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.



Los gráficos 6 y 7 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.

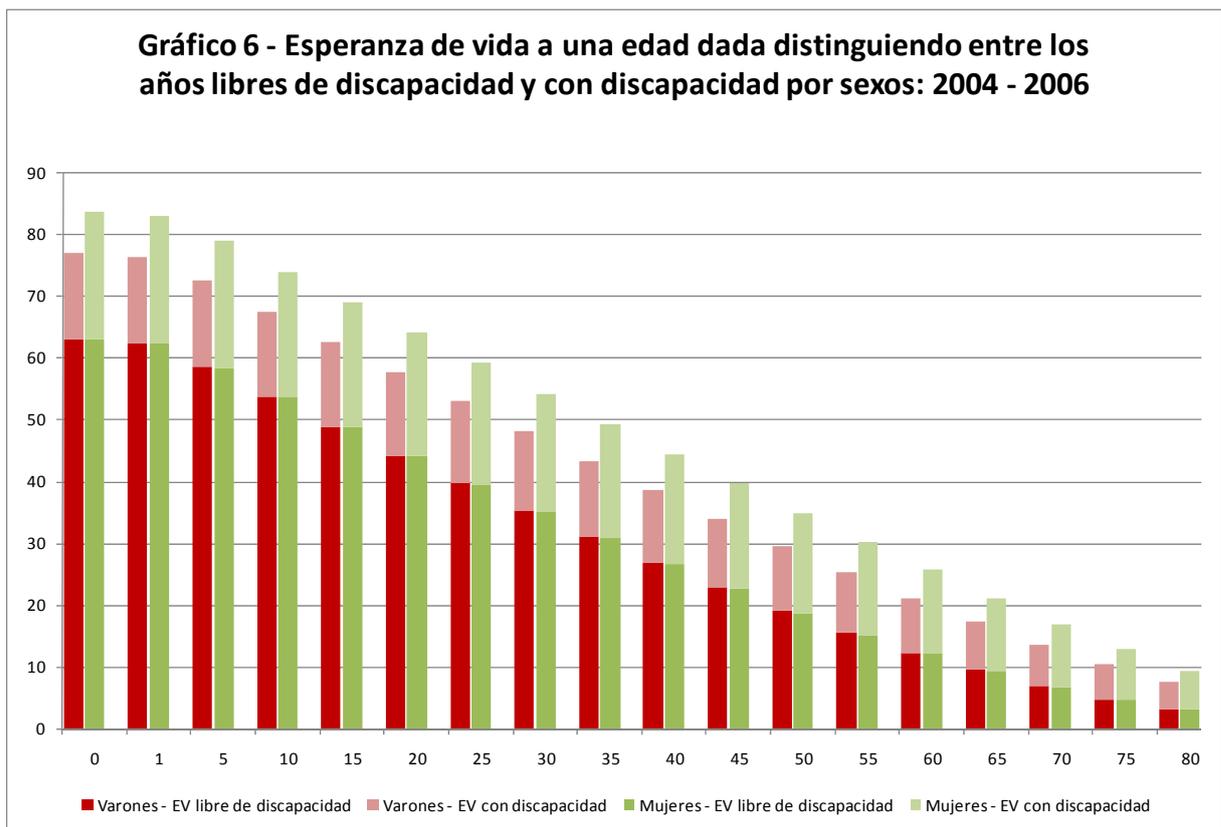
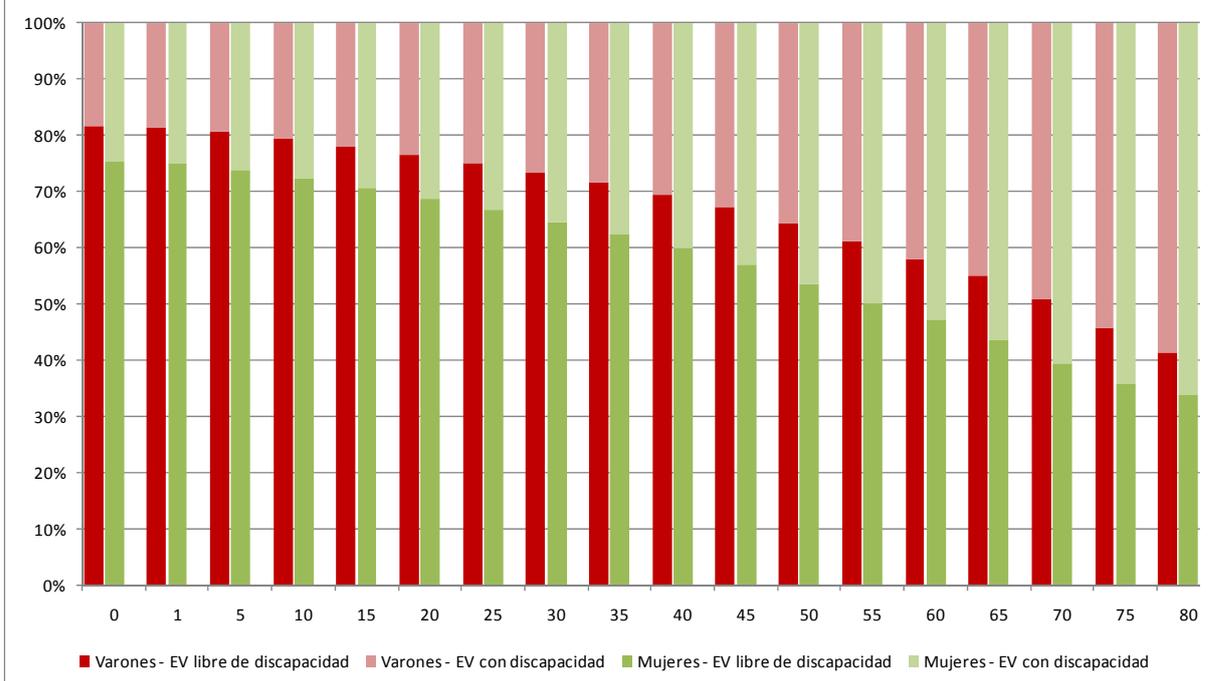


Gráfico 7 - Distribución porcentual de la esperanza de vida a cada edad entre años libres de discapacidad y con discapacidad por sexos: 2004 - 2006



5.2 Resultados por CCAA.

Este epígrafe presenta los resultados para la EVLD a nivel de Comunidad Autónoma. Explorar la posibilidad de elaboración de este indicador a nivel regional, a partir de los datos de la ECV, era uno de los objetivos del trabajo.

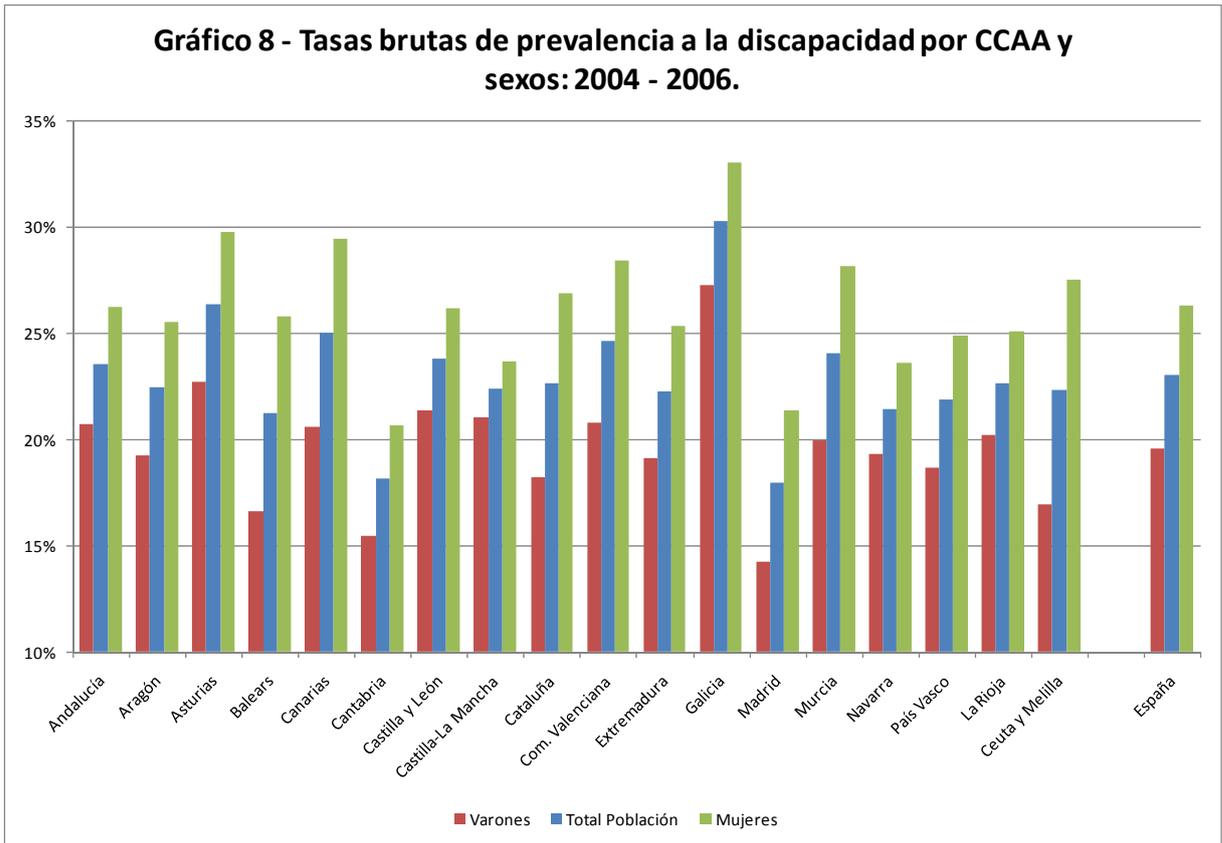
En este sentido lo primero que hay que señalar es que la ECV no ofrece representatividad suficiente a nivel de CCAA para calcular tasas de prevalencia por grupos de edad quinquenales y periodicidad anual, esto es especialmente cierto para la comunidades más pequeñas. Hay muchos casos en los que el número 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 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 CCAA no muestran el típico perfil del gráfico 2, sino que por el contrario presentan saltos poco razonables, especialmente al distinguir por sexos. Esto es cierto con generalidad 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, 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.⁶

El gráfico 8 ofrece las tasas brutas de prevalencia a la discapacidad por CCAA, 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 CCAA, 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 CCAA 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 5 muestra la esperanza de vida total y libre de discapacidad al nacer por CCAA, 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.

⁶ 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 CCAA. En este caso sería posible elaborar las EVLD, a diversas edades, anualmente para el conjunto de España, y cada cinco años a nivel de CCAA, 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).



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 CCAA, si bien se mantiene el mismo patrón norte-sur que ya observamos anteriormente en cuanto a la esperanza de vida al nacer. El mapa 2 ilustra este hecho y muestra un perfil no muy diferente del ofrecido por Gispert *et al* (2007) a partir de la EDDS 1999.

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 5.

Esperanza de Vida al nacimiento, 2005, y Esperanza de Vida libre de discapacidad al nacimiento por CCAA y sexos, 2004 - 2006.

	Total población			Varones			Mujeres		
	e	e*	% LD	e	e*	% LD	e	e*	% 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%
Balears (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).

Tabla 6.

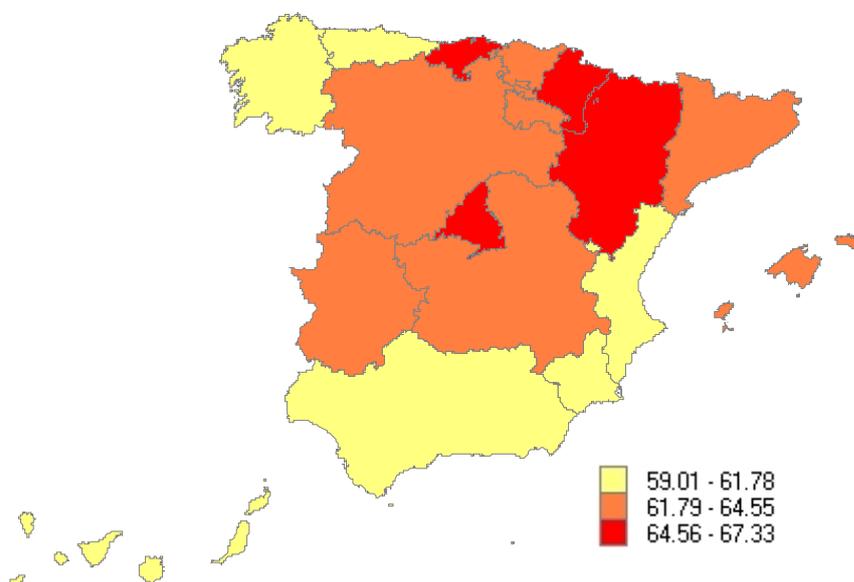
Error Estándar e Intervalo de Confianza al 95% para la Esperanza de Vida libre de discapacidad al nacimiento por CCAA y sexos, 2004 - 2006.

	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
Balears (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).

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 6 muestra el error estándar de e_0^* , $s.e.(e_0^*)$, obtenido a partir de (3), 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 m_x .

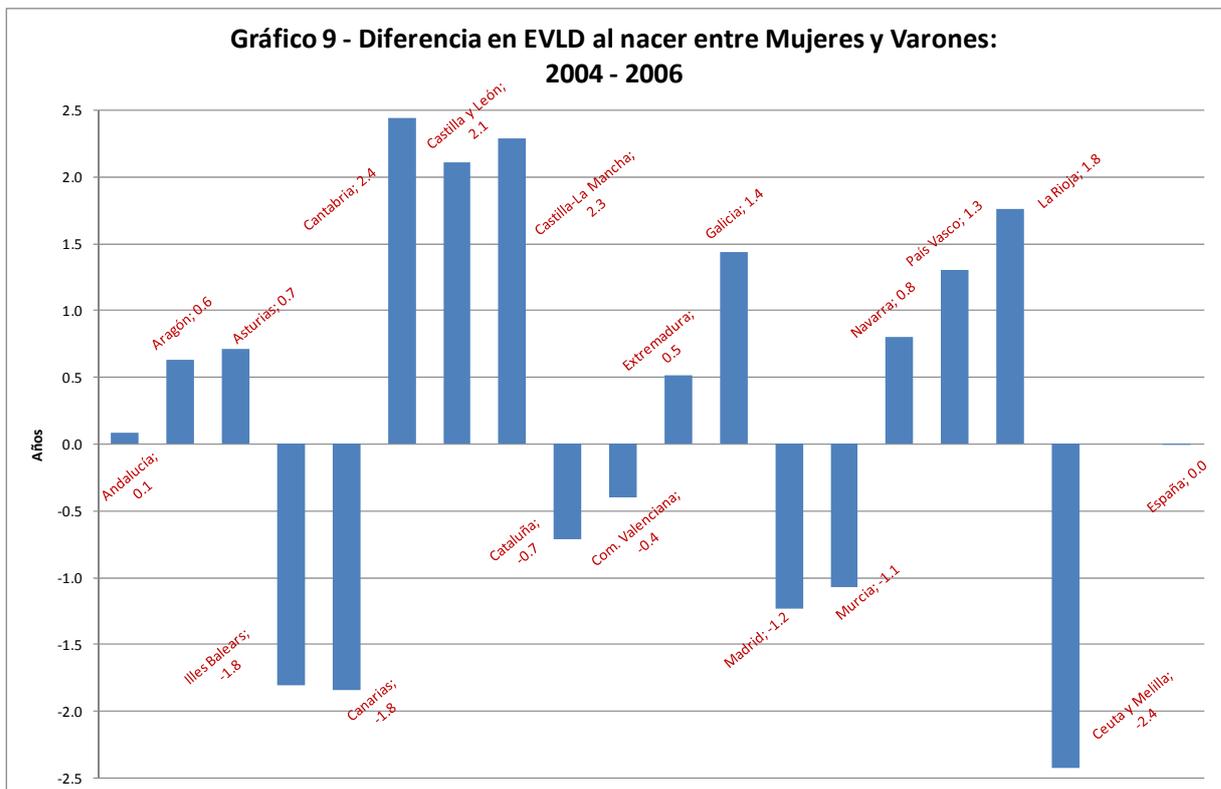
Mapa 2. Esperanza de Vida Libre de Discapacidad al Nacer por Comunidades Autónomas. Total población. 2004-2006.



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

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 CCAA 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.

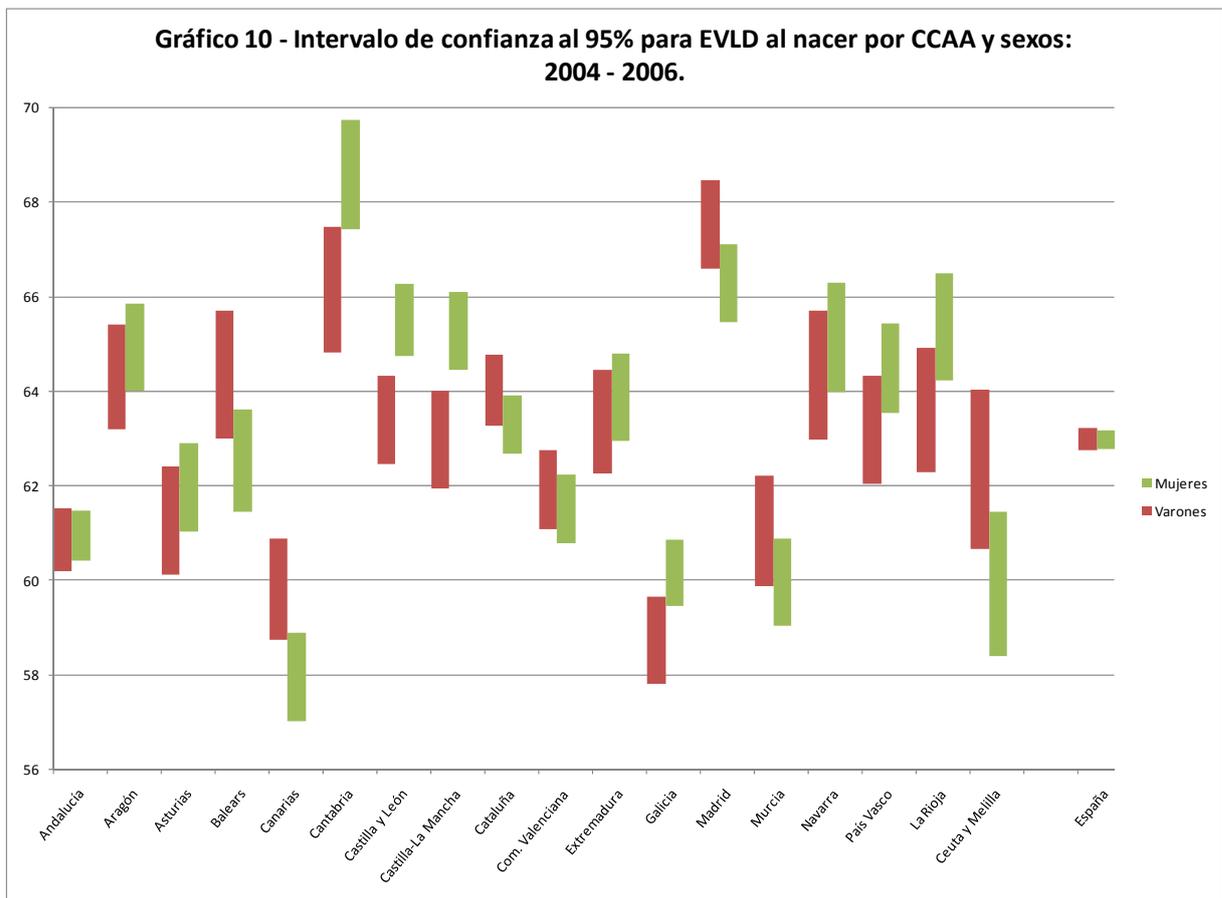
En segundo lugar, la tabla 5 muestra que estas discrepancias entre comunidades se mantienen cuando desagregamos por géneros. Como resulta natural los órdenes de magnitud son ligeramente superiores a cuando consideramos el total de la población, pero están en línea con los resultados comentados anteriormente. Ya hemos observado como las discrepancias por sexos entre e_0^* no parecen ser de relevancia a nivel nacional, sin embargo, este no es el caso cuando descendemos a nivel de CCAA. 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 9, 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.⁷



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 6 ofrece de nuevo el $s.e.(e_0^*)$ y el correspondiente intervalo de confianza. Puesto que al dividir por sexos

⁷ 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 EDSS 1999, en los que se observa claramente un diferencial positivo a favor de las mujeres en todas las CCAA.

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 CCAA. El gráfico 10 trata de responder esta cuestión de forma visual. En él dibujamos los intervalos de confianza al 95% para e_0^* para todas las CCAA 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.



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

$$z = \frac{e_0^{*M} - e_0^{*V}}{\sqrt{\sigma_{e_0^{*M} - e_0^{*V}}^2}} \quad (4)$$

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.

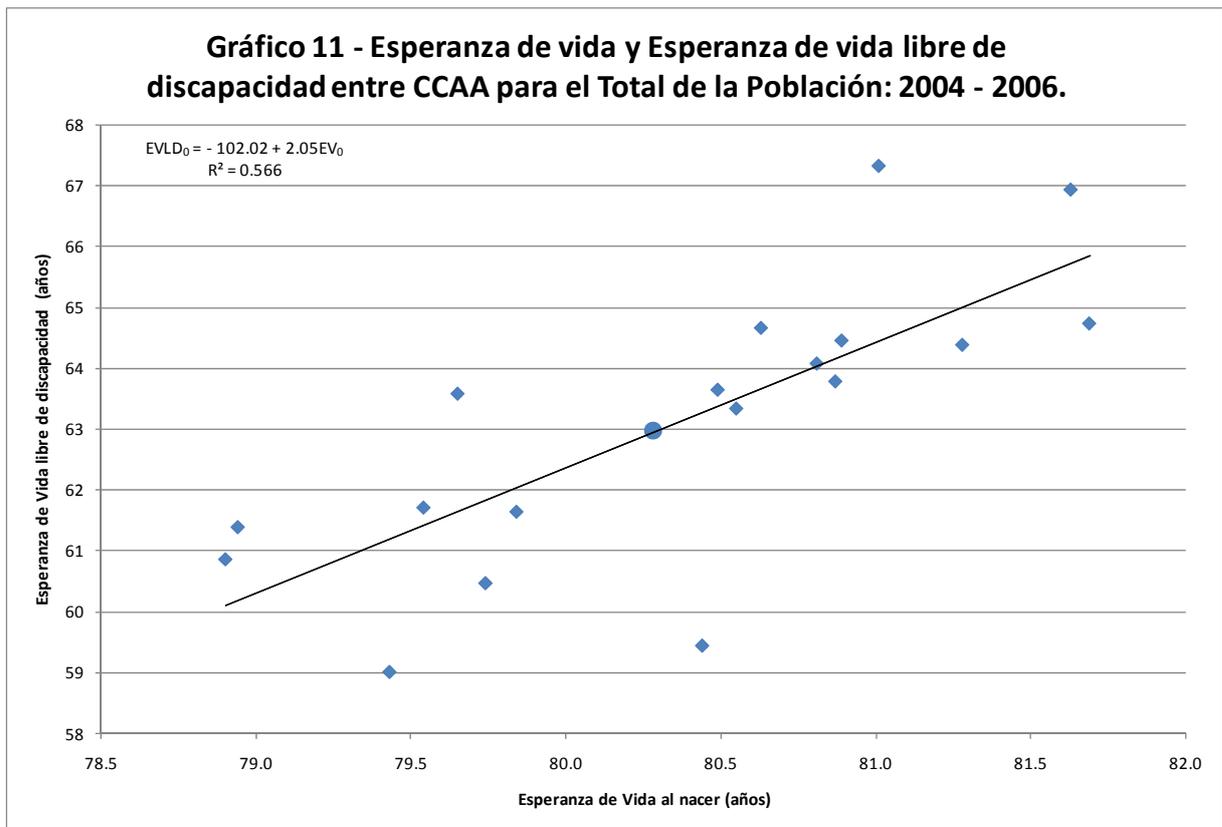
Podemos suponer (razonablemente) que las tasas de prevalencia entre varones y mujeres de una población dada están incorrelacionadas, en cuyo caso $\sigma_{e_0^{*M} - e_0^{*V}}^2 = \sigma_{e_0^{*M}}^2 + \sigma_{e_0^{*V}}^2$, y por tanto disponemos de toda la información para calcular el estadístico z en (4). La tabla 7 muestra dicho estadístico para todas las CCAA, así como su valor en probabilidad, y confirma la intuición visual del gráfico 10. Para la mayoría de CCAA 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 de 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, de Illes Balears, Canarias, Galicia, La Rioja y Ceuta y Melilla, donde además este patrón de una mayor e_0^* para las mujeres ya no es tan evidente.

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 CCAA, de forma similar a como Murray y Lopez (1996) hicieron a partir de un conjunto de datos internacionales.

El gráfico 11 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.⁸ 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. 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

⁸ El punto grueso del gráfico 11 muestra la observación para el total nacional.

Murray y Lopez (1996) a nivel internacional, donde el R^2 de la relación entre ambas variables asciende a 0.933.



La regresión del gráfico 11 muestra, de hecho, un efecto enorme de e_0 sobre e_0^* al indicar que aquellas comunidades que en, 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.

Tabla 7.**Contrastaste de igualdad entre la esperanza de vida libre de discapacidad de hombres y mujeres por CCAA. 2004 - 2006.**

	Varones		Mujeres		Diferencia	s.d.	Estadístico	Valor en
	e^{*V}	S. D.	e^{*M}	S. D.	$e^{*M} - e^{*V}$	$(e^{*M} - e^{*V})$	z	probabilidad
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).

6.- Resumen.

Resumimos ahora brevemente las principales aportaciones de este trabajo.

- En primer lugar, los rasgos básicos de la evolución de la esperanza de vida en España en los últimos 30 años son:
 1. Crecimiento a buen ritmo en la esperanza de vida al nacer, que no parece mostrar signos de agotamiento, y a otras edades.
 2. Una importante diferencia en esperanza de vida entre hombres y mujeres, no sólo al nacer sino a todas las edades.
 3. El creciente papel de las mejoras en la mortalidad a edades avanzadas como fuente del incremento en la esperanza de vida al nacer.
 4. El marcado patrón norte-sur en la mortalidad, que no ha mostrado síntomas de convergencia en las últimas décadas.

- 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. 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.

- En tercer lugar, elaboramos 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 notablemente inferior al nacional. Lamentablemente el ámbito temporal se reduce al periodo 2004 – 2006.

- A nivel nacional los resultados para la esperanza de vida libre de discapacidad muestran los siguientes rasgos básicos:
 1. 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.

2. Los ajustes por calidad reducen notablemente la esperanza de vida. Nuestros resultados están totalmente en línea con los publicados por Eurostat para nuestro país.
 3. 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).
- A nivel regional los resultados para la esperanza de vida libre de discapacidad muestran los siguientes rasgos básicos:
 1. La Encuesta de Condiciones de Vida no es representativa, con periodicidad anual, a nivel de CCAA 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.
 2. 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.
 3. 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.
 4. La esperanza de vida libre de discapacidad muestra un patrón norte-sur similar al de la esperanza de vida, aunque menos acusado.
 5. 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 disfrutan de un mayor número de años de vida esperados libres de discapacidad.

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.

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

$$\Delta_x = \frac{l'_x}{l'_0} \cdot \left(\frac{L_x^s}{l'_x} - \frac{L_x^t}{l'_x} \right) + \frac{T_{x+1}^s}{l'_0} \cdot \left(\frac{l'_x}{l'_x} - \frac{l'_{x+1}}{l'_{x+1}} \right) \quad (A1)$$

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 super-índice, t o s , denota los dos periodos o poblaciones de comparación.

El primer término de la parte derecha de (A1), $\frac{l'_x}{l'_0} \cdot \left(\frac{L_x^s}{l'_x} - \frac{L_x^t}{l'_x} \right)$, 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 (A1), $\frac{T_{x+1}^s}{l'_0} \cdot \left(\frac{l'_x}{l'_x} - \frac{l'_{x+1}}{l'_{x+1}} \right)$, 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.

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

$${}_{\infty}\Delta_x = \frac{l_x^t}{l_0^t} \cdot \left(\frac{T_x^s}{l_x^s} - \frac{T_x^t}{l_x^t} \right) \quad (\text{A2})$$

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.

Las expresiones (A1) y (A2) 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 $x \geq \alpha$.

Referencias

1. **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.
2. **Arias, E. (2002)** “Unites States Life Tables, 2000” *National Vital Statistical Reports*. Vol.51, nº 3.
3. **Arriaga, E. (1984)** “Measuring and explaining the change in life expectancies”, *Demography*, 21, 1, pp. 83-96.
4. **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.
5. **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.
6. **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.
[http://www.fbbva.es/TLFU/dat/informe_estudio_geografico_mortalidad_tcm269-160540.pdf].
7. **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.
8. **Chiang, C. L. (1984)** *The Life Table and its Applications*. Malabar, Florida. Robert E. Krieger Publishing Company.
9. **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 (October).
10. **European Health Expectancy Monitoring Unit (EHEMU) (2007)** “Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide” EHMEU Technical Report 2006_3, (June), 3rd Edition.
[http://www.ehemu.eu/pdf/Sullivan_guide_final_jun2007.pdf]
11. **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.
12. **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.
13. **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.
14. **Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2004)** “Elaboración de las Tablas de Mortalidad completas para España, 1975-2001”. Mimeo. Universidad de Valencia e Ivie. Valencia.

15. **Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2005)** “Esperanza de vida y potencial de vida a lo largo del siglo XX en España”. *Revista de Demografía Histórica*, 23, 2, 79-110.
16. **Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2006)** “Elaboración de las Tablas de Mortalidad abreviadas por Provincias, 1975-2001”. Mimeo. Universidad de Valencia e Ivie. Valencia.
17. **Goerlich, F. J. y Pinilla R. (2007)** “Actualización de las Tablas de Mortalidad para el periodo, 2002-2006, a nivel nacional, por CCAA y provincial”. Mimeo. Universidad de Valencia e Ivie. Valencia.
18. **Gonzalo, E. y Pasarín, M. I. (2004)** “La salud de las personas mayores”. *Gaceta Sanitaria*, 18, Suplemento 1, 69-80.
19. **Guillén Estany, M. (2006, Dir.)** *Longevidad y Dependencia en España. Consecuencias sociales y económicas*. Fundación BBVA. Bilbao.
20. **Instituto Nacional de Estadística (1978)** *Tablas de mortalidad provinciales (1969-72). Año 1970*. Madrid. INE.
21. **Instituto Nacional de Estadística (INE) (2005a)** *Encuesta de Condiciones de Vida. Metodología*. Madrid.
22. **Instituto Nacional de Estadística (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.
[http://www.ine.es/prodyser/pubweb/disc_inf05/discapa_inf.htm].
23. **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 (December), 1199-1211 [<http://imai.princeton.edu/research/life.html>].
24. **Lièvre, A.; Brouard, N. y Heathcote, C. (2003)** “The estimation of health expectancies from cross-longitudinal surveys”. *Mathematical Population Studies*, 10, 4, 211-248.
25. **Mathers, C. D. (1991)** *Health Expectancies in Australia 1981 and 1988*. Technical Report. Australian Institute of Health. Canberra: Australian Government Publishing Service.
26. **Ministerio de Sanidad y Consumo (2007)** *Indicadores Clave del Sistema Nacional de Salud*. (Diciembre). HFA-DB España, Data Presentation System, INCLASSNS-BD Version 0, Instituto de Información Sanitaria, Plan de Calidad para el Sistema Nacional de Salud, Madrid.
[http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/inclasSNS_DB.htm].
27. **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 (August), National Center for Health Statistics, Hyattsville, MD. [<http://www.cdc.gov/nchs/data/statnt/statnt21.pdf>].
28. **Murray, J. L. y Lopez, A. D. (1996)** *The Global Burden of Disease*. Harvard University Press.
29. **Murray, J. L.; Salomon, J. A.; Mathers, C. D. y Lopez, A. D. (2002)** *Summary Measures of Population Health*, World Health Organization. Geneva.
30. **Newman, S. C. (1988)** “A Markov process interpretation of Sullivan's index of morbidity and mortality”, *Population Studies*, 42, 389-406.

31. **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. Consellería de Sanidad. Jornada sobre la Encuesta de Salud de la Comunidad Valenciana. [<http://www.san.gva.es/docs/encuesta/17nolasco.pdf>].
32. **Preston, S. H.; Heulevine, P. y Guillot, M. (2001)** *Demography. Measuring y Modelling Population Processes*. Oxford. Blackwell.
33. **Pollard, J. H. (1982)** “The expectation of life and its relationship to mortality”, *Journal of the Institute of Actuaries*, 109, 225-240.
34. **Pollard, J. H. (1988)** “On the decomposition of changes in expectation of life and differentials in life expectancy”, *Demography*, 25, 2, 265-276.
35. **Reher, D. S. y Dopico, F. (1999)** “El declive de la mortalidad en España 1860-1930”. Asociación de Demografía Histórica (ADEH), Barcelona. [<http://www.ucm.es/info/geps/424.htm>].
36. **Robine, J.-M.; Jagger, C. y Romieu, I. (2002, Eds.)** “Selection of a Coherent Set of Health Indicators for the European Union. Phase II: Final report” Euro-REVES, (June), Montpellier, France.
37. **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, (July).
38. **Ruíz-Ramos, M. y Viciana, F. (2004)** “Desigualdades en longevidad y calidad de vida entre Andalucía y España”. *Gaceta Sanitaria*, 18, 4, (Julio-Agosto), 260-267.
39. **Sanders, B. S. (1964)** “Measuring community health levels”. *American Journal of Public Health*, 54, 7, 1063-1070.
40. **Sen, A. (1998)** “Mortality as an indicator of economic success y failure”. *The Economic Journal*. 108, (January), 1-25.
41. **Sullivan, D. F. (1970)** “A single index of mortality and morbidity”. *HSMA Health Report*, 86, (April), 347-354.
42. **Viciana, F. (2004)** “Mortalidad”, en *Tendencias Demográficas durante el siglo XX en España*, Andrés Arroyo Pérez (Coord.) Madrid: Instituto Nacional de Estadística. [http://www.ine.es/prodyser/pubweb/tend_demo_s20/mortalidad.pdf].
43. **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.
44. **Wilmoth, J. R.; Andreev, K.; Jdanov, D. y Gleij, D. A. (2007)** “Methods protocol for the Human Mortality Database”. Mimeo, (May, 31), Version 5. [<http://www.mortality.org>].
45. **World Health Organization (WHO) (1999)** *Health21: The health for all policy framework for the WHO European Region*. European Health for All Series N° 6. Copenhagen: WHO. [http://www.euro.who.int/InformationSources/Publications/Catalogue/20010911_38]
46. **World Health Organization (WHO) (2008)** *World Health Statistics, 2008*. Geneva: WHO. [<http://www.who.int/whosis/whostat/2008/en/index.html>].

PUBLICADOS*

- WP-EC 2007-01 “La empleabilidad y la iniciativa personal como antecedentes de la satisfacción laboral”
J.P. Gamboa, F.J. Gracia, P. Ripoll, J.M. Peiró. Febrero 2007.
- WP-EC 2007-02 “Distribución espacial de la actividad económica en la Unión Europea”
J.M. Albert, J. Mateu, V. Orts. Febrero 2007.
- WP-EC 2007-03 “Segregación laboral y estructuras salariales de nativos e inmigrantes en España. Un análisis con datos emparejados empresa-trabajador”
H.J. Simón, R. Ramos, E. Sanromá. Febrero 2007.
- WP-EC 2007-04 “¿Cuántos somos? Una excursión por las estadísticas demográficas del Instituto Nacional de Estadística (INE)”
F.J. Goerlich. Febrero 2007.
- WP-EC 2007-05 “The role of wage differences and individual labour supply on male earnings inequality: empirical evidence from Spain”
L. Crespo. Julio 2007.
- WP-EC 2007-06 “The problem of estimating causal relations by regressing accounting (semi) identities”
F.J. Sánchez-Vidal. Julio 2007.
- WP-EC 2007-07 “Distribución de la renta y aspectos metodológicos en la encuesta continua de presupuestos familiares (base 1997)”
F.J. Goerlich. Julio 2007.
- WP-EC 2007-08 “The influence of gender on Spanish boards of directors: an empirical analysis”
K. Campbell, A. Mínguez-Vera. Julio 2007.
- WP-EC 2007-09 “Volatility transmission patterns and terrorist attacks”
H. Chuliá, F.J. Climent, P. Soriano, H. Torró. Agosto 2007.
- WP-EC 2007-10 “R&D-experience and innovation success”
P. Beneito, M.E. Rochina, A. Sanchis. Septiembre 2007
- WP-EC 2007-11 “Technical strategic alliances and performances: the mediating effect of knowledge-based competencies”
C. Camisón, M. Boronat, A. Villar López. Octubre 2007.
- WP-EC 2007-12 “The effect of the EMU on short and long-run stock market dynamics: new evidence on financial integration”
J.A. Lafuente, J. Ordóñez. Octubre 2007.
- WP-EC 2007-13 “Deregulation, liberalization and consolidation of the Mexican banking system: effects on competition”
J. Maudos, L. Solis. Diciembre 2007.

* Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 2007, por favor, póngase en contacto con el departamento de publicaciones del Ivie.

- WP-EC 2007-14 “UME y la integración de los mercados de capitales europeos: relevancia del tipo de cambio y la inflación”
B. Font, A. J. Grau. Diciembre 2007.
- WP-EC 2007-15 “The effects of labor market conditions and family backgrounds on education attainment of Spanish youngsters”
A. Casquel, E. Uriel. Diciembre 2007.
- WP-EC 2008-01 “La orientación al mercado como determinante de la internacionalización de las nuevas empresas”
A. Blesa, M. Ripollés, D. Monferrer. Marzo 2008.
- WP-EC 2008-02 “El balance actuarial como indicador de la solvencia del sistema de reparto”
M.C. Boado-Peñas, C. Vidal. Marzo 2008.
- WP-EC 2008-03 “La influencia de la cultura sobre la búsqueda de información. El caso de la vivienda para 'turismo residencial' en la Costa Blanca”.
F.J. Sarabia, A. Kanther, J. F. Parra. Abril 2008.
- WP-EC 2008-04 “Optimal CEO compensation and stock options”.
A. Jarque. Abril 2008.
- WP-EC 2008-05 “Un análisis bayesiano de la variación temporal del escenario de compra de los hogares”.
C. Berné, P. Gargallo, N. Martínez, M. Salvador. Mayo 2008.
- WP-EC 2008-06 “Trade, tariffs and total factor productivity: the case of Spanish firms”.
M. Dovis, J. Milgram-Baleix. Mayo 2008.
- WP-EC 2008-07 “The negative effects of failed service recoveries”.
A.Casado, J. Nicolau, F. Mas. Mayo 2008.
- WP-EC 2008-08 “Short-term electricity futures prices: evidence on the time-varying risk premium”.
J. Lucia, H. Torró. Mayo 2008.
- WP-EC 2008-09 “Wage, price and unemployment dynamics in the Spanish transition to EMU membership”.
K. Juselius, J. Ordóñez. Mayo 2008.
- WP-EC 2008-10 “Determinantes de la divulgación de información previsional en España: un análisis de las empresas IBEX 35”.
M.C. Abad, F. Bravo, M. Trombetta. Julio 2008.
- WP-EC 2008-11 “Testing capital-skill complementarity across sectors in a panel of Spanish regions”
F. Pérez-Sebastián. Septiembre 2008.
- WP-EC 2008-12 “Edad y tamaño empresarial y ciclo de vida financiero”
J. Sánchez-Vidal, J.F. Martín-Ugedo. Septiembre 2008.
- WP-EC 2008-13 “The asymmetric effect of endowments on vertical intra-industrial trade”
J. Milgram, A.I. Moro. Octubre 2008.

- WP-EC 2008-14 “Health shocks, household consumption, and child nutrition”
A. Galiano, M. Vera-Hernández. Diciembre 2008.
- WP-EC 2009-01 “The effects of immigration on the productive structure of Spanish regions”
J. Martín, G. Serrano, F. Requena. Febrero 2009.
- WP-EC 2009-02 “Corporate governance and impression management in annual press releases”
B. García, E. Guillamón-Saorín. Marzo 2009.
- WP-EC 2009-03 “Factores determinantes de la salida a Bolsa en España”
J.E. Farinós, V. Sanchis. Abril 2009.
- WP-EC 2009-04 “New challenges in competitiveness: knowledge development and cooperation”
C. Camisón-Zornoza, M. Boronat-Navarro, A. Villar-López. Abril 2009.
- WP-EC 2009-05 “The determinants of net interest income in the Mexican banking system: an integrated model”
J. Maudos, L. Solís. Abril 2009.
- WP-EC 2009-06 “Explaining protectionism support: the role of economic factors”
N. Melgar, J. Milgram-Baleix, M. Rossi. Abril 2009.
- WP-EC 2009-07 “Determinants of interest rate exposure of Spanish banking industry”
L. Ballester, R. Ferrer, C. González, G.M. Soto. Mayo 2009.
- WP-EC 2009-08 “Entrepreneurial orientation, organizational learning capability and performance in the ceramic tiles industry”
J. Alegre, R. Chiva. Junio 2009.
- WP-EC 2009-09 “El coste y el desequilibrio financiero-actuarial de los sistemas de reparto. El caso del sistema Español”
J.E. Devesa Carpio, M. Devesa Carpio. Julio 2009.
- WP-EC 2009-10 “Imposición y protección social: efectos sobre el nivel de empleo en la OCDE”
J.R. García Martínez. Julio 2009.
- WP-EC 2009-11 “The role of learning in innovation: in-house *versus* externally contracted R&D experience”
P. Beneito, M.E. Rochina, A. Sanchis. Octubre 2009.
- WP-EC 2009-12 “Do process innovations boost SMEs productivity growth?”
J.A. Máñez-Castillejo, M.E. Rochina-Barrachina, A. Sanchis-Llopis, J.A. Sanchis-Llopis. Octubre 2009.
- WP-EC 2009-13 “Esperanza de Vida Libres de Discapacidad por sexo y Comunidad Autónoma: 2004-2006”
F.J. Goerlich, R. Pinilla. Octubre 2009.



Ivie

Guardia Civil, 22 - Esc. 2, 1º
46020 Valencia - Spain
Phone: +34 963 190 050
Fax: +34 963 190 055

Website: <http://www.ivie.es>
E-mail: publicaciones@ivie.es