



Revista de Economía Aplicada
ISSN: 1133-455X
rea@unizar.es
Universidad de Zaragoza
España

MORAL-ARCE, IGNACIO; PATXOT, CIÓ; SOUTO, GUADALUPE
LA SOSTENIBILIDAD DEL SISTEMA DE PENSIONES. UNA APROXIMACIÓN A PARTIR DE LA
MCVL

Revista de Economía Aplicada, vol. XVI, núm. 1, 2008, pp. 29-66
Universidad de Zaragoza
Zaragoza, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=96915822002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

LA SOSTENIBILIDAD DEL SISTEMA DE PENSIONES. UNA APROXIMACIÓN A PARTIR DE LA MCVL*

IGNACIO MORAL-ARCE

Instituto Nacional de Estadística

CIÓ PATXOT

Universitat de Barcelona e Instituto de Estudios Fiscales

GUADALUPE SOUTO

Universitat Autònoma de Barcelona

En este trabajo se presenta una proyección del gasto en pensiones contributivas del sistema de Seguridad Social en España, utilizando una nueva fuente de datos recientemente disponible: la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) de la Seguridad Social. Ésta contiene información sumamente útil de cara a la proyección futura del gasto en pensiones no disponible anteriormente en otras fuentes. Por ello, los anteriores ejercicios de proyección del gasto en pensiones exigían, en muchos casos, la adopción de supuestos heroicos para desagregar el gasto en las categorías necesarias –edad, sexo, etc. El modelo de proyección utilizado puede situarse en la frontera entre los modelos de microsimulación dinámicos sin comportamiento y los modelos contables que incorporan un cierto nivel de heterogeneidad. En concreto, la simulación del gasto se desagrega por tipo de pensión, edad y sexo. Si bien los resultados obtenidos están en línea con los de trabajos previos, hay diferencias destacables directamente relacionadas con las dos principales mejoras que la información de la MCVL permite incorporar a la estimación. En primer lugar, es posible la estimación de perfiles longitudinales de salarios, cuya introducción en la proyección resulta tener un impacto considerable, ya que predicen que los déficits financieros del sistema contributivo llegarían seis años antes. En segundo lugar, puede cuantificarse el efecto de la existencia de topes máximos y mínimos para las pensiones. En particular, los resultados indican que una indicación de los mismos estrictamente con la inflación,

(*) Los autores desean expresar su agradecimiento al editor José Ignacio García Pérez, así como a dos evaluadores anónimos, por sus valiosos comentarios. Son plena responsabilidad de los autores los posibles errores u omisiones que pudieran subsistir.

Este trabajo fue presentado en las Jornadas sobre la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL). Los autores desean agradecer la financiación recibida del Ministerio de Educación (Proyectos nº BEC2003-1831 y SEJ2005-6270/ECON) y de la Generalitat de Catalunya (Proyectos nº SGR2005-177 y SGR2005-460) así como de la XREPP (Xarxa de Referència en Economia i Política Públiques).

durante todo el período de proyección, supondría un ahorro del orden de 1,13 puntos del PIB en 2050.

Palabras clave: proyecciones fiscales, sistema de pensiones, gasto público, tasa de reemplazo.

Clasificación JEL: E62, H55.

El proceso de envejecimiento de la población al que se enfrentan la mayoría de países industrializados parece haberse convertido en la principal amenaza para uno de los grandes logros sociales del siglo pasado, el Estado del Bienestar. La pirámide de población tiende a invertirse, y buena prueba de ello es que la denominada tasa de dependencia –ratio entre la población de 65 y más años y la población en edad de trabajar– sufrirá un notable incremento en las próximas décadas según las previsiones de Eurostat (2005). En algunos países, como España, dicha tasa podría incluso duplicarse antes de 2050. Sin duda, los sistemas de pensiones constituyen uno de los pilares fundamentales del Estado del Bienestar, y en su mayoría, como ocurre en el caso español, se organizan según un sistema de reparto. Si bien en su momento, dada su naturaleza, fue capaz de proporcionar una jubilación dorada a una generación con bajas contribuciones, en el presente se enfrenta a la situación contraria: las generaciones que actualmente pagan sus cotizaciones pueden ver amenazada la percepción futura de una pensión suficiente si el proceso de envejecimiento continúa y no se llevan a cabo las reformas adecuadas en el sistema actual¹.

El debate sobre la sostenibilidad futura de los sistemas públicos de pensiones se ha abierto camino en la investigación económica, y ha dado lugar a una vasta corriente de literatura. Paralelamente, ha obtenido un papel protagonista en la esfera política y, en los últimos años, la mayoría de países europeos han llevado a cabo reformas de mayor o menor envergadura en la organización de sus sistemas públicos de pensiones, siempre con el objetivo de mejorar su sostenibilidad. Lo cierto es que el diseño y la implementación de las medidas de reforma adecuadas precisa de instrumentos, como los modelos de proyección, que sean capaces de aportar detalles sobre la magnitud del problema al que nos enfrentamos y que, simultáneamente, permitan la estimación de los potenciales efectos de dichas reformas.

La literatura sobre modelos de proyección del gasto social se encuentra, en cierto modo, fragmentada². Junto con los modelos de equilibrio general de generaciones solapadas, se han desarrollado modelos de microsimulación que necesitan incorporar un módulo de simulación de los principales agregados macroeconómicos, así como de la productividad. Por otra parte, existen también los denominados modelos contables agregados, desarrollados generalmente de acuerdo con la información estadística disponible y el marco legal de cada país. Estos últimos han ido introduciendo un nivel cada vez mayor de detalle y heterogeneidad que les acerca a

(1) Esta necesidad de reforma se extiende a otros programas sociales también sensibles al envejecimiento, como la sanidad y la atención a la dependencia.

(2) Véase Jimeno *et al.* (2008) para una revisión de la literatura.

los denominados modelos de microsimulación dinámicos sin comportamiento³. De hecho, tal y como Baekgaard (2002) señalaba, la mayoría de modelos de microsimulación sin comportamiento, pueden considerarse como enormes e intrincados modelos contables, si no se establece algún tipo de interacción con un modelo macroeconómico. Por último, desde los 90 se ha venido desarrollando la metodología de la contabilidad generacional, que si bien se deriva del modelo de equilibrio general de generaciones solapadas, habitualmente se utiliza en un marco de equilibrio parcial⁴. En ese caso, esta metodología resulta similar a los modelos de micro-microsimulación sin comportamiento, o a los modelos contables.

En este trabajo, se realiza una simulación a largo plazo del gasto en pensiones del sistema de la Seguridad Social, a partir de un modelo de proyección que supone una extensión del desarrollado por Gil *et al.* (2007 y 2008). Dicho modelo se sitúa en la frontera entre los modelos de microsimulación dinámicos sin comportamiento y los modelos contables que incorporan heterogeneidad, ya que desagrega el gasto en pensiones –el número de beneficiarios y el importe medio de su pensión– según la edad, el sexo y el tipo de pensión (jubilación, incapacidad permanente, viudedad, orfandad y a favor de familiares). Con anterioridad, se han realizado otras proyecciones del gasto en pensiones en España, algunas de ellas con estructura similar al modelo que aquí se utiliza⁵. No obstante, una de las principales contribuciones de este trabajo reside en ser el primero en incorporar al ejercicio de simulación la información sobre vidas laborales y pensiones recientemente publicada por la Seguridad Social en la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL)⁶. La necesidad de realizar supuestos, en ocasiones heroicos, para desagregar el gasto en pensiones según la edad, el sexo o el tipo de pensión, entre otras categorías, desaparece gracias a los datos disponibles en la MCVL que, adicionalmente, permite también un contraste más minucioso de los resultados.

La MCVL es una muestra de datos procedentes de los registros administrativos de la Seguridad Social. Durante el período de referencia (la primera oleada corresponde a 2004) se selecciona aleatoriamente a un 4% del total de individuos que mantienen alguna relación con el sistema (bien como cotizantes, o como beneficiarios) y todo su historial pasado con la Seguridad Social se introduce en la muestra. De manera que, a pesar de no tratarse de un panel puro de datos, ya que la muestra es plenamente representativa únicamente en el año de extracción, la MCVL contiene valiosos datos longitudinales no disponibles en ninguna otra fuente. Así por ejemplo, para el caso de las pensiones, en la MCVL se recoge información sobre las variables que, según la fórmula legal actual, determinan el importe de la pensión de entrada al sistema, como el número de años cotizados y las bases de cotiza-

(3) Los modelos en los que no se incluye comportamiento son denominados a veces modelos estáticos en la literatura sobre microsimulación. Sin embargo, en este caso no se utiliza esta terminología para evitar confusión, ya que los modelos de proyección del gasto en pensiones son, por definición, dinámicos, aunque las decisiones de los agentes económicos no estén endogeneizadas. Para una revisión de la literatura sobre modelos de microsimulación sin comportamiento véase Gruber y Wise (2004) y Zaidi y Rake (2001).

(4) Para una completa revisión de esta metodología véase Bonin (2001) y Bonin y Patxot (2005).

(5) Jimeno (2003), Balmaseda *et al.* (2006), Alonso y Herce (2003) y Gil *et al.* (2007 y 2008).

(6) Véase Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS) (2006).

ción pasadas. No obstante, la calidad de los datos longitudinales empeora a medida que nos alejamos en el tiempo del año de extracción. De hecho, algunas de las variables se registran desde años diferentes. Así por ejemplo, los datos sobre pensiones comienzan a registrarse alrededor de 1996, los de cotizaciones en 1980, mientras que algunos datos de afiliación están disponibles desde 1970.

La MCVL puede contribuir a mejorar de manera notable los ejercicios de simulación futura del gasto en pensiones. El considerable tamaño de la muestra, junto con el hecho de que capture datos longitudinales permitirán en el futuro, a medida que se vaya disponiendo de nuevas oleadas, realizar análisis de microsimulación sobre el impacto en términos de redistribución intrageneracional del sistema de pensiones, así como de las posibles reformas planteadas en busca de la sostenibilidad. Por el momento, en este trabajo se utilizan los datos de la MCVL para contrastar la validez de los resultados obtenidos previamente en los modelos de proyección del gasto en pensiones aplicados al sistema de Seguridad Social en España. En general, los resultados de los estudios previos parecen estar en la línea de los aquí obtenidos incorporando la información de la MCVL, si bien se dan algunas diferencias destacables. Entre las posibles mejoras que ofrece la información disponible en la MCVL, el análisis se ha centrado en dos. En primer lugar, explotando el carácter longitudinal de la MCVL se han estimado los perfiles longitudinales de salarios por sexos, que resultan tener la forma teórica esperada (mayor crecimiento del salario en las edades más jóvenes y menor crecimiento después). La introducción de estos perfiles en el modelo de proyección significa una notable mejora respecto a los estudios previos, que únicamente podían basar la simulación futura en datos de corte transversal. Los resultados parecen demostrar la importancia de introducir los nuevos datos: la sostenibilidad del sistema se ve negativamente afectada al avanzarse el inicio del déficit del sistema alrededor de seis años. Al introducir los perfiles longitudinales en la proyección se produce un efecto negativo sobre la productividad, debido a una mayor presencia relativa de trabajadores mayores, primero como trabajadores y más tarde como pensionistas⁷. La menor productividad se traslada primero a un menor crecimiento del PIB, de manera que el gasto en pensiones como porcentaje del mismo aumenta; pero más tarde implica un menor crecimiento del gasto total en pensiones, disminuyendo pues el ratio gasto/PIB.

En segundo lugar, se considera explícitamente la existencia de topes máximo y mínimo en los importes de las pensiones, modelizando por separado su evolución. De la MCVL se extrae la proporción de pensiones afectadas por los topes para cada edad, sexo y tipo de prestación en el año base. En el escenario base, la proyección del gasto en pensiones se realiza bajo el supuesto de que la evolución de los topes será la misma que la de la pensión media. Si bien dicho escenario no puede considerarse una proyección con legislación estrictamente constante (ya que la legislación actual establece la actualización de los topes con la inflación), lo cierto es que parece el escenario más realista para un horizonte de proyección tan extenso⁸. Históricamente, la actualización efectiva de los topes se ha venido

(7) Durante el período de proyección considerado la edad de los individuos pertenecientes a la generación de la explosión demográfica va desde los 26-46 años hasta los 73-93 años.

(8) Artículo 48.1 de la Ley General de la Seguridad Social, introducido por la Ley 24/1997 de consolidación y racionalización del Sistema de Seguridad Social. Dado que ésta es la regla general,

realizando por encima de la inflación, especialmente en el caso de las pensiones mínimas. No obstante, como ejercicio de sensibilidad se estima un escenario de gasto mínimo en el que los topes máximo y mínimo se mantienen constantes en términos reales durante toda la proyección.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 1, después de una breve descripción de los factores institucionales del sistema español de pensiones, se presenta el modelo de proyección utilizado así como los datos empleados en la simulación (los anexos I y II se dedican a exponer los datos con más detalle). La sección 2 se dedica a la presentación de los principales resultados así como los análisis de sensibilidad. Finalmente, en la sección 3 se concluye el análisis comparando los resultados obtenidos con otros procedentes de estudios previos y analizando su impacto sobre la sostenibilidad del sistema de pensiones.

1. MODELIZACIÓN DEL GASTO EN PENSIONES

El sistema de pensiones contributivas español se caracteriza por la financiación vía reparto, la regla de prestación definida y el carácter contributivo, sin perjuicio del establecimiento de prestaciones no contributivas complementarias. El carácter contributivo del sistema se concreta en que la elegibilidad –las condiciones de acceso a la pensión– está condicionada a un período mínimo de cotización, y en que la cuantía de la prestación depende tanto del número de años cotizados como del nivel de las aportaciones realizadas durante la vida activa. Además de la jubilación, el sistema cubre otras posibles contingencias, dando lugar a distintos tipos de pensiones contributivas: jubilación, incapacidad y supervivencia –estando entre las últimas viudedad, orfandad y a favor de familiares. Durante su período de contribución, la mayoría de los cotizantes se agrupan en el régimen de cotización general, si bien ciertas actividades económicas disponen de regímenes especiales de cotización (trabajadores autónomos, agrarios, de la minería del carbón, del mar y del hogar). Las condiciones de elegibilidad y la fórmula de la pensión varían, en general, en función del tipo de pensión, si bien algunos regímenes especiales también tienen establecidas reglas especiales al respecto⁹.

A continuación se desarrolla la estructura básica del modelo de proyección. Tras una breve presentación del mismo (1.1), –complementada con un desarrollo detallado en el anexo I–, se detallan los datos necesarios para realizar la estimación (1.2). Por un lado, se describen los datos externos que se toman como input y, por otro, los datos empleados para proyectar las variables relativas al gasto en pensiones que proceden, o bien de la MCVL –en su mayoría–, o de publicaciones

se podría considerar la indicación con la inflación como legislación estricta, sin perjuicio de que la ley de presupuestos de cada año pueda establecer ajustes al alza de las pensiones mínimas, como ha venido ocurriendo en los últimos años.

(9) Por ejemplo, para recibir una pensión contributiva de jubilación se requiere haber cumplido los 65 años, y haber completado un período de cotización mínimo de 15 años, dos de los cuales deben hallarse entre los 15 inmediatamente anteriores a la jubilación. No obstante, bajo ciertas condiciones es posible acceder a la jubilación anticipadamente (a partir de los 60 años) con reducción de la pensión de entrada.

oficiales de la Seguridad Social. Se reserva para el anexo II la explicación detallada del proceso de estimación de algunas variables en que se explota la dimensión longitudinal de la MCVL.

1.1. Estructura básica del modelo

Dado que el modelo desagrega la proyección del gasto en función de la edad, el sexo y el tipo de pensión, el agente representativo es un pensionista –beneficiario de una pensión de jubilación, incapacidad o supervivencia– perteneciente a una cohorte de edad y sexo determinada¹⁰. Sin embargo, este agente representativo básico es en algunos casos ampliado para considerar otras características¹¹.

El modelo se compone de tres módulos interrelacionados secuencialmente. El punto de partida es el módulo demográfico, totalmente exógeno. Éste, junto con las hipótesis relativas al mercado de trabajo y a la evolución macroeconómica, da lugar al módulo económico. Finalmente, la interacción entre éste último y las variables institucionales, definidas en el módulo de pensiones, produce el resultado final. La relación entre los dos primeros módulos es estándar, ya que se toma de los escenarios obtenidos para España por Eurostat (2005) y por el Comité de Política Económica de la UE [EPC (2006)], mientras que en esta sección se detalla la parte correspondiente al módulo institucional. Este módulo recoge, básicamente, las condiciones de elegibilidad, la fórmula de la pensión de entrada y las reglas de indicación de las pensiones ya creadas.

Para poder apreciar la influencia de las variables de cada módulo en la proyección, es útil realizar la siguiente descomposición del gasto en pensiones en términos del PIB. Se parte de la ecuación [1] en la que el gasto total en pensiones en un determinado año t (GT_t), resulta de multiplicar el número de pensiones pagadas a lo largo del año (NPA_t) por la pensión media correspondiente (pm_t). En el denominador, el PIB se descompone en el producto del número de trabajadores (L_t) y su productividad media (h_t), es decir:

$$\frac{GT_t}{PIB_t} = \frac{NPA_t pm_t}{L_t h_t} \quad [1]$$

Es posible desarrollar la expresión [1] de un modo ligeramente distinto según el tipo de pensión. En el caso del gasto en pensiones de jubilación (GTJ_t), la principal categoría, introduciendo en el lado derecho de [1] la población de 65 y más años, la población en edad de trabajar y la población activa, y reordenando se obtiene la siguiente descomposición:

$$\frac{GTJ_t}{PIB_t} = \frac{1}{TA_t \cdot TE_t} \cdot D_t \cdot C_t \cdot R_t \quad [2]$$

(10) Para simplificar la notación, la edad y el sexo se omiten en la presentación de las siguientes ecuaciones. Véase el anexo I para el tratamiento detallado de las discontinuidades relativas a la edad y otros factores.

(11) Por ejemplo, las nuevas altas de pensión se clasifican por franjas de años cotizados –en las pensiones de jubilación– y por grado y causa de incapacidad –en las pensiones de incapacidad.

Siendo TA y TE las tasas de participación y de empleo respectivamente, la última definida con respecto a la población activa; D la tasa de dependencia o ratio entre población de 65 y más años y la población en edad de trabajar; C la tasa de cobertura, obtenida como la relación entre el número de pensiones y la población de 65 y más años; y finalmente, R la tasa de reemplazo o ratio entre la pensión media y la productividad media.

La tasa de reemplazo ha sido definida de modos distintos en la literatura económica [Halter y Hemming, (1987)]. Habitualmente se define como el ratio entre la pensión media y el salario medio en el mismo período. Sin embargo, también cabe obtenerla como el cociente entre la pensión de entrada recibida por un trabajador y su último salario –en este caso se denomina tasa de reemplazo marginal. Finalmente, también puede resultar informativo obtenerla como la relación entre la pensión media y la productividad media del período, como se hace en este trabajo. En ese caso, el valor es normalmente menor al de las dos definiciones anteriores, pero en la medida en que la participación de los salarios en el PIB se mantenga constante, la evolución será similar.

En la expresión [2] se han logrado separar los efectos de la evolución de las variables institucionales y de mercado de trabajo del puro efecto demográfico, que resultará ser el principal factor de ajuste en el período considerado. Como se decía anteriormente, entre los cuatro factores, la evolución de los dos primeros se toma como input exógeno, afectando unidireccionalmente a las variables proyectadas en el modelo. Sin embargo, la evolución de los dos últimos factores – C y R – es el resultado de la interacción entre el comportamiento de las variables demográficas y económicas y el de los factores institucionales. Si bien en una proyección realizada bajo el supuesto de legislación constante, podría inicialmente pensarse que C y R no cambiarían, lo cierto es que no es así. Por una parte, la progresiva incorporación femenina al mercado laboral considerada en el escenario macroeconómico, pone en juego las citadas interacciones entre los módulos y acaba por traducirse en un aumento del número de mujeres pensionistas –lo que incrementa C – y de su correspondiente pensión media –lo que genera un aumento de R . Por otra parte, la evolución de R puede verse también afectada por la evolución de los topes de pensión.

En el caso de las pensiones de incapacidad y supervivencia, la descomposición del gasto a partir de la expresión [1] se realiza de manera ligeramente distinta. Para estas pensiones, la tasa de dependencia deja de ser un factor clave, ya que los beneficiarios y los contribuyentes pueden pertenecer al mismo grupo de edad, y la tasa de cobertura ya no puede definirse en función de la población de 65 y más años. Introduciendo la población activa en el lado derecho de la expresión [1] y reordenando se obtiene ahora:

$$\frac{GT_t}{PIB_t} = \frac{1}{S_t} \cdot R_t \cdot \frac{1}{TE} \quad [3]$$

Siendo GT el gasto en pensiones de incapacidad o supervivencia, y S la tasa de sustentabilidad de las pensiones, definida como el ratio entre la población activa y el

número de pensionistas¹². En el caso de las pensiones de incapacidad puede interpretarse como la tasa de cobertura, ya que relaciona las pensiones existentes con los potenciales beneficiarios. Pero no es así en el caso de las pensiones de supervivencia, dado que los potenciales beneficiarios no coinciden necesariamente con los activos.

Para obtener el número de pensiones de un período t (NPA_t) se consideran tres tipos posibles de beneficiarios: a) pensionistas comunes (C_t) que reciben la pensión durante todo el año; b) nuevas altas (A_t) que entran en el sistema en algún momento del año t ; y c) bajas (B_t), que dejan el sistema durante el transcurso del año. Suponiendo que el flujo de altas y bajas se distribuye uniformemente a lo largo del año y, por tanto, que esas pensiones se pagan en promedio durante la mitad del año, se puede obtener NPA_t como:

$$NPA_t = C_t + 0,5A_t + 0,5B_t \quad [4]$$

Paralelamente se obtiene el número de pensiones vigentes a 31 de diciembre de cada año (NP_t) tal como se especifica en el anexo I.

Las pensiones de las altas futuras se derivan de la evolución esperada de los elementos que determinan la fórmula legal de la pensión. En cambio, la pensión media de los comunes –el grupo más numeroso– se actualiza anualmente con la inflación, de modo que se mantiene constante en términos reales a lo largo del ciclo vital de cada cohorte de beneficiarios¹³. Por tanto, las principales incertidumbres corresponden a la futura evolución tanto del número de altas –afectado no sólo por la demografía, sino por un mayor número de mujeres activas y por ello elegibles–, como de su importe medio correspondiente.

Siguiendo la clasificación de pensionistas que muestra [4], la pensión media se obtiene como media ponderada de la correspondiente a los distintos colectivos. Sin embargo, en este artículo se extiende el análisis –con respecto a trabajos anteriores de Gil *et al.* (2007 y 2008)– para considerar de modo explícito la existencia de topes de pensión. Con ello, la pensión media se obtiene como promedio ponderado de la pensión media de las altas (pma_t), bajas (pmb_t), comunes (pmc_t), tope máximo (pt^M_t) y tope mínimo (pt^m_t), es decir:

$$pm_t = c_t pmc_t + a_t pmr_t + b_t pmw_t + s_t^M pt_t^M + s_t^m pt_t^m \quad [5]$$

Siendo a , b y c , las proporciones de altas, bajas y comunes, respectivamente; y s la proporción de afectados por el tope máximo o mínimo, según indique el superíndice.

En el escenario base se supone que los topes evolucionan con la pensión media, es decir, que los dos ratios $\varphi_0^M = \frac{pt_0^M}{pm_0}$ y $\varphi_0^m = \frac{pt_0^m}{pm_0}$ definidos en el año base (0), se mantienen constantes a lo largo de todo el período de proyección. Nótese que, como consecuencia directa, las proporciones de pensiones afectadas por los topes (s^M , s^m) se mantendrán también constantes, de manera que puede reordenarse [5] y obtener:

(12) Halter y Hemming (1987).

(13) Lo mismo ocurre con la pensión media de las bajas, cuyo valor para cada sexo y edad resulta, de hecho, igual a la pensión media de los comunes del mismo sexo y edad.

$$pm_t = \frac{1}{1 - s_0^m \varphi_0^m - s_0^M \varphi_0^M} [c_t pmc_t + a_t pmr_t + b_t pmw_t] \quad [6]$$

Por tanto, con dicho supuesto, la estimación del escenario base resulta muy similar a la utilización de un modelo de proyección basado en pensión media sin consideración explícita de los topes de pensión. Sin embargo, esta extensión permitirá la realización de un ejercicio de sensibilidad para evaluar el efecto de posibles medidas de reforma que afecten a los topes, haciéndolos evolucionar de manera diferenciada a la pensión media (véase sección 2.3).

Finalmente, resulta útil considerar la secuencia de estimación de las variables. El modelo de proyección obtiene en primer lugar el número de pensiones, y en segundo lugar la pensión media. El punto de partida de la estimación del número de pensiones es el número de pensiones a 31 de diciembre del año anterior al año base (*NP*). El ejercicio comienza proyectando el número de altas, que se obtiene a partir de la evolución demográfica y de la evolución de las tasas de participación. Con ello se inicia una proyección secuencial del número de bajas (*B*), que se obtiene aplicando tasas de mortalidad –en coherencia con el escenario demográfico– a los pensionistas del período anterior; del número de pensiones comunes (*C*); del número de pensiones del año (*NPA*) y del número de pensiones a final de año (*NP*)¹⁴. La pensión media se obtiene con una secuencia similar.

1.2. Datos necesarios

En esta sección se detallan los datos necesarios para la simulación. En primer lugar, se exponen someramente los rasgos principales de los módulos demográfico y macroeconómico utilizados, elaborados por Eurostat y el Comité de Política Económica de la UE [(Eurostat (2005) y EPC (2006))]. En segundo lugar, se describen los datos necesarios relativos al módulo de pensiones, que pueden agruparse en dos categorías. Por un lado, la simulación necesita disponer de los valores iniciales (en el año base de la proyección) de todas las variables relativas a pensiones que el modelo considera, es decir, el número de pensiones y su importe medio para cada clase de pensión, distinguiendo además entre altas, bajas y comunes. Como ya se apuntaba al comienzo de este trabajo, muchos de estos datos no estaban disponibles con la desagregación necesaria antes de la publicación de la MCVL. Por ello, ésta constituye la principal fuente de información empleada, si bien en algún caso en el que sí están disponibles, se utilizan los datos que proporciona la Seguridad Social en alguna de sus publicaciones oficiales. Por otro lado, la simulación exige además la introducción de hipótesis acerca de la evolución futura de ciertas variables, como son el número de altas y el importe de su correspondiente pensión. En principio, elaborar dichas hipótesis requeriría la explotación longitudinal de información pasada, información que también está disponible por primera vez en la MCVL.

(14) En el anexo I se detalla la relación exacta entre estas variables.

1.2.1. Escenarios demográfico y macroeconómico

El escenario demográfico utilizado en este trabajo es el publicado para España por Eurostat (2005), mientras que el escenario macroeconómico ha sido elaborado por el Comité de Política Económica de la UE [EPC (2006)]. Ambos comprenden la simulación para el período 2004-2050.

Las proyecciones demográficas se realizan a partir de tres hipótesis fundamentales: la evolución de las tasas de fertilidad, la esperanza de vida y los flujos netos de inmigrantes. Según Eurostat (2005), la tasa de fertilidad española se incrementará ligeramente en los próximos años, hasta alcanzar los 1,4 hijos por mujer alrededor de 2020, permaneciendo prácticamente constante a partir de entonces (la media de la UE se sitúa por encima del 1,6). En cuanto a la esperanza de vida, se espera un incremento gradual para ambos sexos de unos cuatro años –más de cinco en el caso de las mujeres. Finalmente, en cuanto a los flujos migratorios, se prevé que los flujos netos de inmigrantes se estabilicen a partir del final de la presente década en torno a las 100.000 entradas anuales. La conjunción de estas tres hipótesis da lugar a una proyección de la población con una fuerte tendencia al envejecimiento. En concreto, la tasa de dependencia se situaría en 2050 por encima del 65%, cuando en la actualidad apenas es un 25%.

Las principales hipótesis que sustentan un escenario macroeconómico son, por su parte, las referentes a la evolución del PIB, la productividad (PIB por ocupado) y las variables del mercado laboral (tasas de actividad y desempleo). Con respecto al PIB, se esperan tasas de crecimiento positivas durante todo el período, si bien con una desaceleración importante entre 2020 y 2040. La evolución de la productividad se prevé en cambio mucho más estable, pasando de las bajas tasas de crecimiento actuales (en torno al 0,5% anual) al 2% anual hasta 2020, y a partir de entonces un ligero descenso hasta mantenerse en torno al 1,7% anual desde 2030. Nuestro escenario base de proyección difiere ligeramente de esta hipótesis al utilizarse tasas específicas por edad y sexo obtenidas a partir de la información longitudinal contenida en la MCVL (en la sección 2.2 se discuten los efectos, y en el anexo II se presentan los detalles de su estimación). Con respecto al mercado laboral, el rasgo más destacable en la evolución prevista de las tasas de actividad es, sin duda, el incremento esperado en la participación femenina, especialmente hasta el año 2020. En cambio, la tasa de actividad masculina tiende a permanecer constante durante todo el período, excepto para el grupo de edad más elevada (mayores de 54 años). En cuanto al desempleo, se espera un descenso continuo de las tasas para ambos sexos, hasta alcanzar un valor medio del 6,9% en 2015 que prácticamente se mantendría durante el resto de la proyección.

1.2.2. Datos empleados en el módulo de pensiones: la MCVL

Como se decía anteriormente, los datos del módulo de pensiones necesarios para la simulación pueden agruparse en dos categorías: por un lado, los valores iniciales de partida de todas las variables relativas a pensiones y por otro, los datos necesarios para la formulación de hipótesis sobre la evolución futura de las nuevas altas y su correspondiente pensión de entrada al sistema.

Con respecto a los datos de número de pensiones y pensión media correspondientes al año base, si bien la distribución inicial por edad, sexo y tipo de pensión está disponible en la MCVL, en los casos en que es posible se utilizan directamente

los datos publicados por la Seguridad Social, ya que se refieren al universo de pensiones. Así, el número de pensiones a 31 de diciembre (*NP*) está disponible en MTAS (2002) con la desagregación necesaria (tipo de pensión, edad y sexo)¹⁵. Por su parte, en coherencia con el escenario demográfico, el número de bajas se deriva aplicando las tasas de mortalidad por edad y sexo al colectivo de pensionistas correspondiente¹⁶. Por tanto, de la MCVL se extraen fundamentalmente los datos relativos al número y pensión media de las altas, que también son las variables más relevantes en la simulación, ya que requieren la introducción explícita de algún tipo de hipótesis acerca de su evolución futura. En concreto, para la proyección del número de nuevas altas se utiliza una metodología que varía según el tipo de pensión. Para las pensiones de jubilación e incapacidad es fundamental considerar la interacción con el módulo demográfico y económico: el número de altas futuras depende crucialmente de la evolución de la población y de la tasa de participación laboral. Para intentar establecer esta relación, se parte de la distribución por edad y sexo de las altas de pensiones de cada tipo extraídas de la MCVL. En las pensiones de incapacidad se procede a obtener el ratio de altas por participante a cada edad y sexo en el año base, ratio que se mantiene constante a lo largo de la proyección¹⁷. De este modo, los cambios en la participación se reflejan en la evolución de las altas.

En el caso de jubilación es necesario adoptar una perspectiva longitudinal o de cohorte, ya que el requisito de un período de cotización mínimo de 15 años introduce un retraso en la relación entre cambios en la actividad y en el número de pensionistas que acceden al sistema. Utilizando los datos de altas extraídos de la MCVL para todo el período disponible y los datos de población y actividad del mismo período, se estima para cada edad y sexo, el ratio de altas respecto al número de activos medios de cada cohorte. Con ello es posible comparar, para cada sexo, el perfil por edad –longitudinal– de las cohortes que se jubilan entre esos años, con el de corte transversal observado en el año base de la simulación. En la segunda sección del anexo II se muestra esta comparación. En la estimación del escenario base, se optó por emplear el perfil de corte transversal al ser el único en el que puede estar recogido el efecto de los recientes cambios legales¹⁸. Al igual que en el caso de incapacidad, con este enfoque se consigue que los cambios en la participación se reflejen en la evolución del número de futuras altas de jubilación, y por tanto en la tasa de cobertura, que cambiará aunque la proyección se realice bajo el supuesto de legislación constante. El cambio más importante en esta línea es el significativo incremento de la actividad femenina que se considera en el escenario macroeconómico, que

(15) Se han comparado los datos de ambas fuentes y no hay diferencias substanciales en la distribución por edades. Lógicamente, también se obtienen de las publicaciones oficiales los datos relativos al número total de pensiones de cada tipo y los agregados de gasto.

(16) Excepto en el caso de incapacidad en que se añaden las bajas por revisión y en el caso de orfandad, en que las bajas corresponden a una fecha legal. En ambos casos se obtiene la distribución por edades de la MCVL y el número total de bajas de las publicaciones oficiales.

(17) Aunque estos ratios permanezcan constantes a lo largo del período de proyección, el ratio medio agregado variará de acuerdo con los cambios en la estructura demográfica.

(18) Nótese que tanto en la estimación de los perfiles longitudinales, como en la del perfil de corte transversal que se usa en la proyección, se emplean datos longitudinales (o de cohorte) de población y participación.

acaba provocando un acercamiento en el número de altas de ambos sexos. Por ello es especialmente importante que el punto de partida de la estimación sea una distribución de altas por edad y sexo acorde con la realidad actual, distribución que es posible gracias a la MCVL. Para tratar de valorar la mejora que supone disponer de esta información, se ha comparado la distribución por sexos de las altas de jubilación extraída de la MCVL, con la utilizada por Gil *et al.* (2007), que realizaron una imputación por sexos en función de la participación laboral observada. El cuadro 1, donde se presentan los ratios entre las dos distribuciones resultantes para los principales tipos de pensión, permite apreciar la magnitud de las diferencias. En jubilación y sobre todo en viudedad la imputación realizada en Gil *et al.* (2007) sobreestimaba el número de altas femeninas, mientras que en incapacidad prácticamente se obtiene la distribución real. Estas diferencias, como se verá posteriormente, acabarán afectando a la evolución futura de la tasa de cobertura (C).

**Cuadro 1: DISTRIBUCIÓN DE LAS ALTAS DE PENSIÓN POR SEXO Y CLASE:
RATIO ENTRE LOS DATOS DE LA MCVL Y LA IMPUTACIÓN
A PARTIR DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL**

	Jubilación		Incapacidad		Viudedad	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
2003	96,9%	107,5%	100,8%	98,5%	41,3%	113,5%
2004	96,1%	109,4%	100,5%	99,1%	42,9%	116,9%
2005	95,9%	109,7%	99,1%	101,7%	43,4%	116,5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL y Gil *et al.* (2007).

Con respecto a la pensión de las altas (*pma*), la proyección emplea la fórmula legal, que recoge el promedio de las bases de cotización de los últimos 15 años, reducido en unas proporciones determinadas en el caso de que no se hayan alcanzado los 35 años de cotización y/o se opte por la jubilación anticipada. Por tanto, para estimar la pensión de entrada de jubilación son necesarias dos variables que se extraen de la MCVL. En primer lugar, se obtiene un perfil estimado de salarios según el método detallado en la primera sección del anexo II. En segundo lugar, se obtiene el número de años cotizados. En este caso la MCVL nos permite desagregar al individuo representativo en franjas de años cotizados en el momento de acceder a la jubilación. En concreto, se consideran las cinco franjas relevantes de cara a los coeficientes reductores legalmente aplicados en el caso de jubilación anticipada.

El cuadro 2 muestra esta información para los regímenes en que el tamaño muestral permite tal desagregación, mientras que en las estimaciones se emplean valores medios del total del sistema. Es clara la diferencia existente entre las historias laborales de los hombres y las mujeres que se jubilan actualmente. Sin embargo, en el futuro es de esperar que el aumento en la participación laboral femenina se traduzca en carreras laborales más similares. Por ello, a lo largo del

Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN DEL NÚMERO DE ALTAS DE JUBILACIÓN SEGÚN LOS AÑOS COTIZADOS

	Edad de jubilación									
	a) Régimen general: Hombres									
Años cotizados	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
15-30	0,0	0,0	0,0	40,0	0,0	7,7	6,5	3,1	5,1	2,0
31-34	0,0	0,0	0,0	0,0	40,0	7,0	9,5	6,6	7,1	6,7
35-37	50,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,0	13,4	13,6	7,4	8,5
38-39	0,0	0,0	0,0	20,0	0,0	13,3	12,8	5,4	3,9	6,0
40 y más	50,0	0,0	100,0	40,0	60,0	58,0	57,9	71,2	76,5	76,7
Años cotizados	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
15-30	0,0	50,0	0,0	100	0,0	43,7	44,4	36,0	37,8	32,2
31-34	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	11,3	16,1	12,0	17,8	13,8
35-37	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	7,1	19,7	14,0	4,4	14,9
38-39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	7,8	1,2	2,0	4,4	6,9
40 y más	100,0	50,0	100,0	0,0	0,0	30,1	18,5	36,0	35,6	32,2
b) Régimen general: Mujeres	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
Años cotizados	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
15-30	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	16,1	19,2	5,6	33,3	21,7
31-34	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	16,1	23,1	16,7	0,0	8,7
35-37	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	22,6	19,2	22,2	33,3	21,7
38-39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	6,5	3,9	16,7	11,1	17,4
40 y más	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	38,7	34,6	38,9	22,2	30,4
b) Régimen especial de trabajadores autónomos: Hombres	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
Años cotizados	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
15-30	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	16,1	23,1	16,7	0,0	8,7
31-34	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	22,6	19,2	22,2	33,3	21,7
35-37	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	6,5	3,9	16,7	11,1	17,4
38-39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	38,7	34,6	38,9	22,2	30,4
b) Régimen especial de trabajadores autónomos: Mujeres	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
Años cotizados	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
15-30	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	95,2	80,0	100,0	100,0	71,4
31-34	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,8	20,0	0,0	0,0	0,0
35-37	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,3	1,9
38-39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	3,7
40 y más	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,3	2,0

Nota: El cuadro muestra los régímenes más representativos, mientras que en los cálculos se emplean los valores medios del total del sistema.

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL.

período de proyección se modeliza un acercamiento gradual de las historias laborales de las mujeres a las de los hombres. Como resultado, la pensión media de las mujeres se acerca a la de los hombres gradualmente.

En cuanto a las altas de incapacidad, la fórmula de la pensión de entrada depende del grado y de la causa de incapacidad, por lo que, de cara a la estimación de la pensión media de entrada para cada edad y sexo, es necesario desagregar los datos en esta línea¹⁹. La fórmula de la pensión aplica un porcentaje –que depende del grado de incapacidad– al promedio de las cotizaciones pasadas –de un número de años que depende de la causa de incapacidad.

Finalmente, el método empleado para proyectar las nuevas altas de pensiones de supervivencia es bastante distinto. En este caso no hay razón para vincular la evolución de las altas a la de la participación. Por el contrario, en el caso de viudedad tiene sentido considerar que la evolución de las altas corresponde a las bajas de jubilación e incapacidad estimadas anteriormente, así como de las bajas de participantes, fácilmente estimables a partir de los datos disponibles. Por ello, las nuevas altas de pensiones de viudedad de cada sexo y edad se obtienen a partir de la evolución de las bajas del sexo contrario²⁰. En el caso de las pensiones de orfandad y a favor de familiares hay una dificultad adicional, dado que no es posible vincular las bajas y las altas por edad. Por ello, se estima el ratio de nuevas altas respecto al total de beneficiarios por edad y sexo del año base y se mantiene constante a lo largo del horizonte de proyección. La pensión media se proyecta de acuerdo con la fórmula legal, que varía en función de las tres posibles causas de entrada citadas (bajas de jubilación, de incapacidad y de activos).

2. PRINCIPALES RESULTADOS

En esta sección se presentan los principales resultados del ejercicio de proyección del gasto en pensiones realizado con el horizonte 2050. En primer lugar, se describen los resultados obtenidos en el escenario base. A continuación, se presentan dos análisis de sensibilidad en los que se pretende contrastar los efectos de la incorporación a la proyección de la información más relevante procedente de la MCVL. Así, en la sección 2.2 se analiza la sensibilidad de los resultados frente a la incorporación de perfiles salariales longitudinales, mientras que en la sección 2.3 se estudian las consecuencias de la existencia de topes en el importe de las pensiones.

(19) En concreto, se diferencian tres grados de incapacidad permanente con derecho a pensión inicialmente vitalicia: incapacidad total (el trabajador queda incapacitado para ejercer su profesión habitual pero no otras), incapacidad absoluta (que afecta a cualquier profesión) y gran invalidez (el trabajador necesita asistencia de otras personas en su vida diaria). Por otra parte, la incapacidad puede haber sido originada por tres tipos de causas: enfermedad común, accidente no laboral o causas profesionales. La MCVL contiene información de los grados de incapacidad, pero no de las causas, por lo que para esta desagregación ha tenido que acudirse a la información disponible en la Encuesta de Discapacidades, Deficiencias y Estados de Salud (EDDES) del INE para 1999.

(20) El modelo sobreestima inicialmente el número de pensiones, puesto que no todos los fallecidos causan una pensión de viudedad al no tener cónyuge o no cumplir éste las condiciones de acceso. Por ello, se aplica en cada año de la proyección un factor de corrección estimado en el año base y que resulta ser, en promedio, cercano al 50%.

2.1. Escenario base

En el gráfico 1 se presentan los resultados de la evolución prevista para los cuatro factores que determinan la evolución del gasto en pensiones de jubilación en porcentaje del PIB, según recogía la expresión [2]. Cabe destacar en primer lugar que la tasa de dependencia (D) es el factor que más variación experimenta a lo largo de la proyección, pasando del 24,5% en 2005 a un 65,6% en 2050. La tasa de cobertura (C), por su parte, también registra un crecimiento notable, ya que en 2050 superaría el 80% frente al 64% de 2005. En este caso, la principal explicación debe buscarse en la incorporación femenina al mercado de trabajo que se supone en el escenario macroeconómico utilizado, tal y como se explicaba en la sección 1.2. El factor que recoge la evolución del mercado de trabajo $-I/(TE \cdot TA)$ –se espera que tenga, en cambio, el efecto contrario a D y C , especialmente durante los primeros años de la proyección. Ello es debido tanto al incremento previsto en la tasa de actividad –en especial la femenina– como a la reducción esperada del desempleo. Por último, la tasa de reemplazo (R) parece ser el factor que permanece más estable a lo largo de la proyección. Únicamente en la segunda mitad del período muestra una suave tendencia decreciente, que resulta ser consecuencia de un efecto composición de edades de los pensionistas: a medida que los miembros de la numerosa generación del *baby boom* entran en la jubilación y permanecen en el sistema, la proporción de beneficiarios de mayor edad aumenta, lo cual tiende a reducir la cuantía de las pensiones medias²¹. Por lo demás, parece no existir otra razón para que R experimente variaciones significativas, ya que se espera una evolución similar de las dos variables que la determinan, el importe de la pensión media y la productividad media –numerador y denominador, respectivamente. La evolución de la productividad se calcula aplicando a la tasa media recogida en el escenario macroeconómico, las desviaciones específicas por sexo y edad obtenidas de los perfiles salariales longitudinales extraídos de la MCVL –los efectos de este ajuste se analizan con mayor detalle en la sección 2.2. Por su parte, de acuerdo con la legislación actual, en la evolución del importe de la pensión media intervendrán dos factores. En primer lugar, la evolución del importe de la pensión correspondiente a las nuevas entradas en el sistema, las altas, que de acuerdo con la fórmula legal, incorporarán las variaciones de la productividad en la medida en que éstas se trasladan a los salarios. En segundo lugar, puesto que el resto de pensiones, las correspondientes a comunes y bajas, únicamente se actualizan con la inflación anual, permanecerán constantes en términos reales²². Esto podría llevar inicialmente a pensar que, dado que las altas suponen un porcentaje muy pequeño del número de beneficiarios totales, el importe de la pensión media debería mostrar una tendencia decreciente en el tiempo²³. No obs-

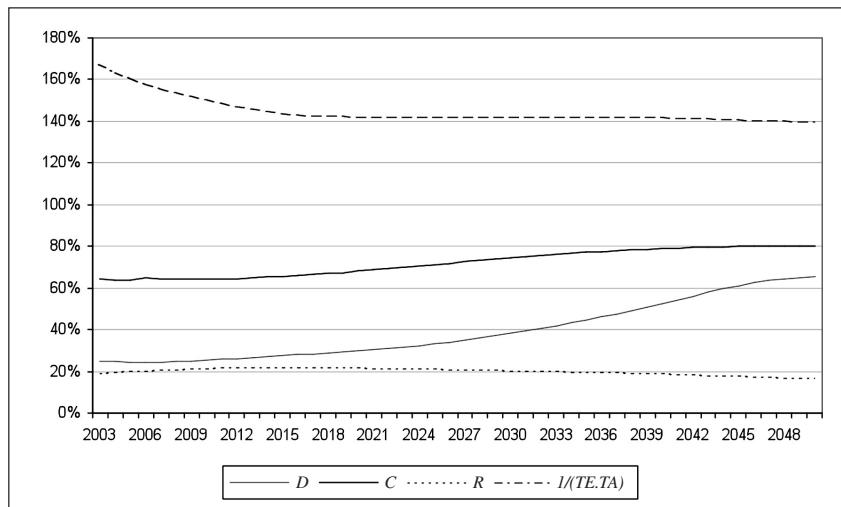
(21) Ello es debido a que el importe de las pensiones una vez causadas, se actualiza anualmente con la inflación. Por tanto, cuanto más permanezca en el sistema un pensionista, menor será la relación entre su pensión media y la productividad media de la economía. Y, por otra parte, cuanto mayor sea la proporción de pensionistas de edades avanzadas, menor será el importe de la pensión media del sistema.

(22) Los topes máximo y mínimo de pensión, en principio, deben ajustarse también de acuerdo con la inflación anual, como se expone en la sección 3.3.

(23) Las altas representaban únicamente un 4,12% del total de beneficiarios de jubilación en 2003. A lo largo de la proyección, este porcentaje alcanzaría un valor máximo del 5,35% en 2020.

tante, esto no es así debido al denominado efecto sustitución de los pensionistas: las sucesivas cohortes de pensionistas disfrutan en general de pensiones más elevadas que sus predecesores, ya que las ganancias en la productividad han sido recogidas en el cálculo de su pensión media de entrada al sistema. Esto es, los pensionistas de edad e en el año t , disfrutan probablemente de una pensión media mayor en términos reales que los pensionistas con la misma edad e en el año $t-1$, ya que las pensiones de entrada de los primeros fueron calculadas un año más tarde y, por tanto, incorporan el incremento de la productividad entre t y $t-1$. En definitiva, puede esperarse que, en promedio, la cuantía de la pensión media del sistema evolucione en términos reales de forma similar a la tasa de productividad.

Gráfico 1: PROYECCIÓN DE LOS FACTORES COMPONENTES DE GASTO DE PENSIONES DE JUBILACIÓN RESPECTO AL PIB

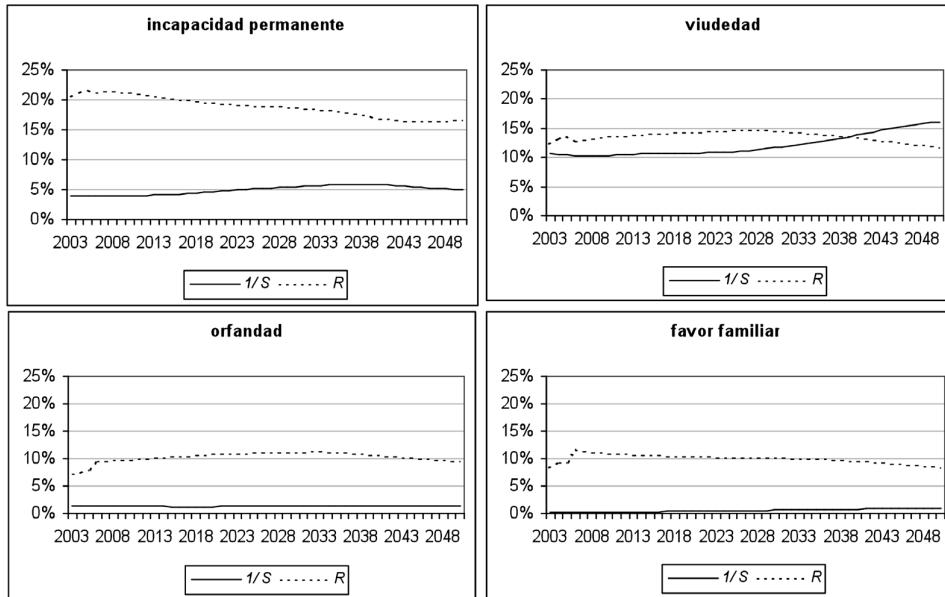


Fuente: Elaboración propia.

Por lo que se refiere al resto de categorías de pensiones, incapacidad permanente y supervivencia, en el gráfico 2 se presenta la evolución esperada de la tasa de sustentabilidad (S) y la tasa de reemplazo (R) correspondientes a cada una de ellas. Con respecto al tercer componente del gasto según la expresión [3], el que recoge la evolución del empleo ($1/TE$) y que, obviamente, es el mismo en todas las categorías, su impacto sobre el gasto es una reducción del mismo, como consecuencia de la caída esperada en la tasa de desempleo. La evolución de S es, sin embargo, claramente negativa en términos de la sostenibilidad del sistema, al provocar un incremento del

gasto especialmente durante la segunda mitad de la proyección y en el caso de las pensiones de viudedad. Así, se espera que el número de activos por cada perceptor de una pensión de viudedad se reduzca en un tercio, de 9 a 6, en el período considerado. En el caso de las de incapacidad permanente, menos numerosas, la reducción sería de los casi 26 activos por pensionista actuales a menos de 20 en 2050.

Gráfico 2: PROYECCIÓN DE LA TASA DE SUSTENTABILIDAD (S) Y LA TASA DE REEMPLAZO (R) CORRESPONDIENTE A LAS PENSIONES DE INCAPACIDAD PERMANENTE Y SUPERVIVENCIA



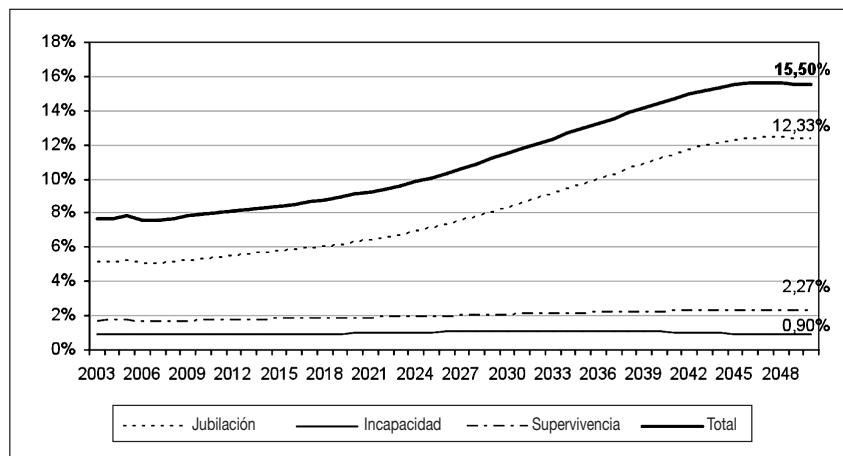
Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, la evolución de la tasa de reemplazo (R) presenta características específicas en cada categoría. En las pensiones de incapacidad permanente se espera una tendencia decreciente durante buena parte del período, y sólo en la última década de la proyección su valor se estabilizaría en torno al 16%, frente al 21,7% de 2005. La explicación de esta evolución debe buscarse, al igual que en el caso de la jubilación, en la presencia de las generaciones del *baby boom*. No obstante, en el caso de pensiones de incapacidad permanente, los efectos tienen lugar antes, mientras los trabajadores de dicha generación se encuentran durante su vida activa, y no durante su etapa de retiro. En el caso de las pensiones de viudedad, la

tasa de reemplazo se incrementa ligeramente durante la primera mitad de la proyección, para iniciar un descenso progresivo a partir de 2030. Por último, la tasa de reemplazo correspondiente a orfandad se incrementa también hasta 2030 y desciende a partir de entonces, mientras en las pensiones a favor de familiares decrece ligeramente pero continuamente desde 2007.

En el gráfico 3 se presentan los resultados para la proyección del gasto total en pensiones contributivas de la Seguridad Social en el escenario base. Como puede observarse, se espera un incremento moderado del gasto en jubilación durante los próximos años, incremento que, aproximadamente a partir de 2020, se hace mucho más pronunciado. En 2050, el gasto en jubilación representaría un 12,3% del PIB, frente al 5,1% de partida. Para las pensiones de supervivencia, la simulación muestra también un crecimiento considerable, desde el 1,6% inicial hasta el 2,3% en 2050. Por el contrario, el gasto en pensiones de incapacidad se mantiene prácticamente estable durante toda la proyección, con un ligero incremento entre 2020 y 2030 que se compensa con un suave descenso entre 2040 y 2050.

Gráfico 3: PROYECCIÓN DEL GASTO EN PENSIONES COMO PORCENTAJE DEL PIB POR TIPOS DE PENSIÓN: ESCENARIO BASE



Fuente: Elaboración propia.

2.2. Escenario estándar: evaluación del efecto de incluir perfiles longitudinales

En el ejercicio de proyección que constituye el escenario base de este trabajo se ha incorporado valiosa información extraída de la MCVL, y que con anterioridad a la publicación de la misma no estaba disponible. Éste es el caso de los perfiles longitudinales de salarios, cuya incorporación al modelo permite basar en ellos la proyección del importe de la pensión media de entrada de las futuras altas en el sistema. Hasta la publicación de la MCVL, dicha proyección debía basarse en hipótesis de carácter más simplista y general, como que la evolución de los salarios medios sería igual a la variación esperada en la tasa de productividad del escenario macroeconómico. En esta sección se plantea evaluar cuantitativamente la mejora que permite la incorporación de perfiles longitudinales de salarios a la proyección del gasto en pensiones.

El proceso de obtención de los perfiles longitudinales de salarios se presenta con detalle en el anexo II. A partir de los datos de bases de cotización salarial recogidos en la MCVL correspondientes al período 1981-2005, se ha procedido a estimar, para cada edad y sexo, las desviaciones específicas de la evolución de su salario ($g^{e,s}$) con respecto a la evolución de la productividad media de la economía (\bar{g}). Posteriormente, ha sido posible obtener una tasa de crecimiento salarial total específica para cada edad y sexo y en cada período t , de acuerdo con:

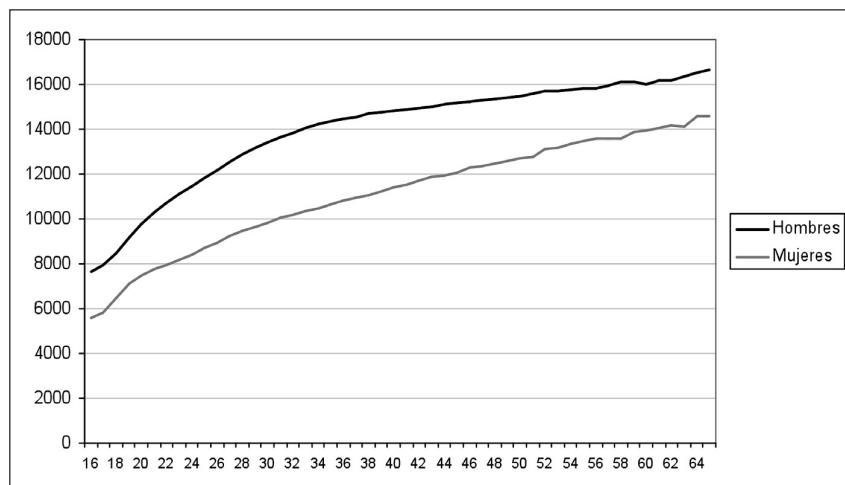
$$g_t^{e,s} = \bar{g}_t + g^{e,s} \quad [7]$$

En el gráfico 4 se presenta una ilustración de los resultados obtenidos²⁴. Se muestra el perfil salarial resultante para hombres y mujeres durante la vida laboral (entre los 16 y los 65 años) partiendo del actual *gap* salarial estimado entre ambos sexos, suponiendo una tasa de crecimiento anual de la productividad constante del 1,7% (muy similar al valor previsto en el escenario macroeconómico) y utilizando las desviaciones específicas estimadas por edad y sexo²⁵. Como era de esperar, para ambos sexos los salarios tienden a incrementarse con la edad y de manera más pronunciada durante las primeras décadas de vida activa. Las mayores diferencias de salario entre hombres y mujeres se sitúan entre los 20 y 40 años, lo cual probablemente se explica por la diferencia del patrón de participación por edad de ambos性.

(24) Como se explica en el anexo II, la estimación de los perfiles se realiza utilizando únicamente los datos correspondientes al Régimen General de cotización, que en 2003 aglutinaba un 75% de los cotizantes totales. Esta decisión ha sido necesaria debido a que en buena parte de los regímenes especiales el número de observaciones era insuficiente para realizar la estimación correspondiente. No obstante, el error cometido por esta omisión puede considerarse aceptable en la medida en que las estimaciones se utilizan únicamente para proyectar la evolución futura de las contribuciones del total del sistema. Es cierto que en la actualidad algunos regímenes especiales tienen bases de cotización fijas, cuya evolución está sujeta a ajustes legales. Pero también lo es que en la agenda política parece haber un claro interés en que las diferencias por regímenes desaparezcan, y que la mayoría de regímenes especiales tiendan hacia el Régimen General.

(25) En concreto, se utiliza el ratio observado entre el salario medio anual de hombres y mujeres de 18 años en 2002, obtenido de la Encuesta de Estructura Salarial (INE) del mismo año.

Gráfico 4: PERFILES SALARIALES LONGITUDINALES
(SALARIO REAL MEDIO ANUAL ESTIMADO)



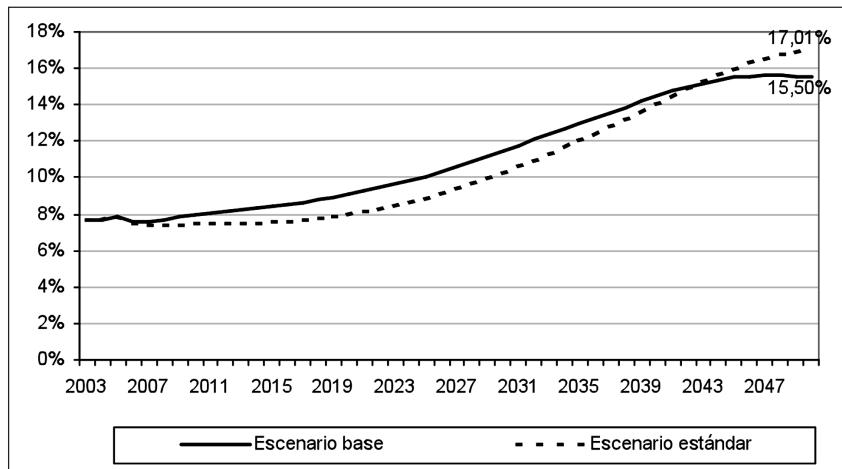
Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL.

El efecto de la incorporación de los perfiles salariales longitudinales estimados en la proyección del gasto en pensiones puede apreciarse en el gráfico 5. En él se compara la evolución del gasto obtenida en el escenario base presentado en la sección anterior –que utiliza los perfiles longitudinales obtenidos de la MCVL– con la resultante de un escenario alternativo, que denominaremos estándar, dado que corresponde a la práctica habitual en ausencia de datos desagregados como los usados en este artículo. En dicho escenario estándar, la proyección de las contribuciones futuras y, por tanto, de los importes futuros de las nuevas pensiones que entren al sistema, se realiza utilizando la tasa media de crecimiento de la productividad recogida en el escenario macroeconómico, sin ningún tipo de diferenciación por edad o sexo.

Durante buena parte de la proyección, el gasto en términos de PIB resulta ser superior en el escenario base, y sólo en los últimos años de la proyección desciende por debajo del resultado correspondiente al escenario estándar. La razón hay que buscarla en el menor crecimiento de la productividad de los trabajadores pertenecientes al *baby boom* que recogen los perfiles longitudinales salariales. Ello afecta primero al PIB (ralentizando su tasa de crecimiento en el futuro más cercano) y más tarde al gasto en pensiones (traduciéndose en unas menores pensiones para dichos trabajadores). Según se observa en el gráfico 5, el efecto negativo sobre el PIB predomina claramente sobre el positivo. No obstante, sería necesario extender el período de proyección con el fin de obtener una estimación más exac-

ta del efecto global. Cabe señalar, no obstante, que el efecto de la utilización de perfiles longitudinales en la proyección que aquí se ha estimado podría estar, en alguna medida, sobrevalorado. Ello es debido a que los perfiles obtenidos de la MCVL se basan en datos correspondientes al período 1981-2005, que coincide precisamente con el período de incorporación al mercado laboral de las generaciones del *baby boom*, con tasas de crecimiento de la productividad relativamente bajas. Por otro lado, también está por ver cómo el incremento futuro de la actividad femenina acabará afectando al actual perfil salarial estimado para las mujeres. Sin duda, esta cuestión debe ser objeto de investigación adicional en el futuro, a medida que la disponibilidad de datos lo permita²⁶.

**Gráfico 5: GASTO TOTAL EN PENSIONES EN PORCENTAJE DEL PIB:
ESCUENARIO BASE VERSUS ESCUENARIO ESTÁNDAR**

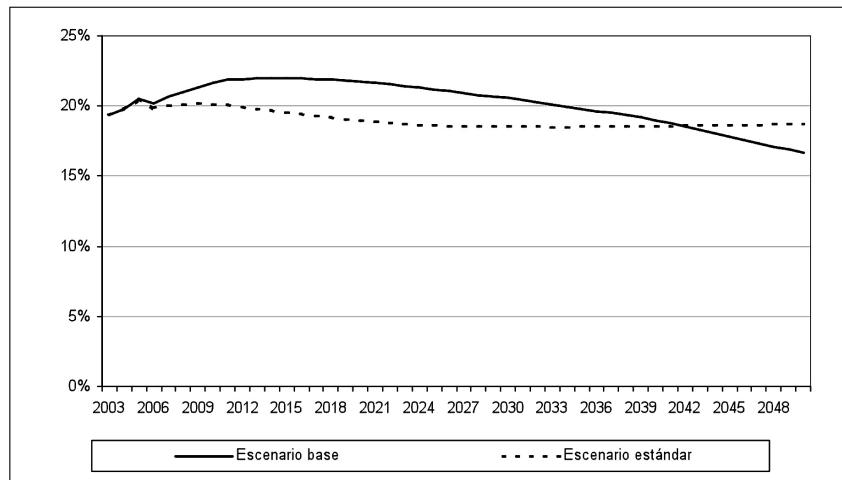


Fuente: Elaboración propia.

(26) Rojas (2005) introduce en un marco de equilibrio general diferenciación –unida al supuesto de sustitución imperfecta– entre dos tipos de trabajadores: los jóvenes (con poca experiencia) y los mayores (trabajadores experimentados). Si bien los modelos estándar de generaciones solapadas predicen habitualmente un mayor empeoramiento de la sostenibilidad del sistema de pensiones, en la medida en que el necesario ajuste al alza de los tipos de contribución genera una distorsión en la oferta de trabajo que provoca a su vez una contracción del PIB, la extensión realizada por Rojas indica que el efecto sobre la sostenibilidad resultará menos severo dado que las generaciones del *baby boom* sufrirán un efecto cohorte que reducirá sus pensiones futuras en términos relativos. Esto se debe, por un lado, a la reducción de la prima a la experiencia que reciben y, por otro, a su respuesta ante el ajuste del salario. Este último depende, en buena medida, de la manera en que se modelice el efecto cohorte, así como del grado de elasticidad de sustitución en la función de utilidad.

Atendiendo a la descomposición del gasto en pensiones en relación al PIB, es sencillo comprobar que el efecto provocado por la incorporación de los perfiles longitudinales es capturado íntegramente por la tasa de reemplazo (R). Puesto que dicha tasa se obtiene como el cociente entre el importe de la pensión media y la productividad media, es obvio que ambos resultan afectados por los supuestos adoptados sobre la evolución futura de la productividad: de manera inmediata el denominador y con un cierto retraso el numerador (las menores contribuciones redundarán en una pensión futura inferior si las condiciones de elegibilidad se mantienen constantes). En el gráfico 6 se compara la evolución esperada de la tasa de reemplazo correspondiente a las pensiones de jubilación en el escenario base y en el denominado escenario estándar. Puede observarse claramente, cómo la tasa de reemplazo se comporta de manera mucho más estable en el escenario estándar, es decir, cuando se utiliza la tasa de crecimiento promedio de la productividad para proyectar las cotizaciones futuras y las posteriores pensiones de entrada al sistema. En el escenario estándar ni el numerador ni el denominador de R recogen posibles cambios en la composición por edades de los trabajadores y pensionistas, que en cambio sí quedan incorporados en el escenario base al utilizarse perfiles de salarios por edad y sexo. Por ello, la evolución de R en el escenario base es diferente. Durante la primera parte de la proyección, mientras la menor productividad de los individuos del *baby boom* reduce el denominador, R aumenta. Pero esa menor productividad acaba trasladándose a medio plazo al numerador, ya que redundará en un menor crecimiento de las pensiones correspondientes a dichos individuos, y por ello R comienza a decrecer.

Gráfico 6: EVOLUCIÓN DE LA TASA DE REEMPLAZO (R) DE LAS PENSIONES DE JUBILACIÓN: ESCENARIO BASE VERSUS ESCENARIO ESTÁNDAR



Fuente: Elaboración propia.

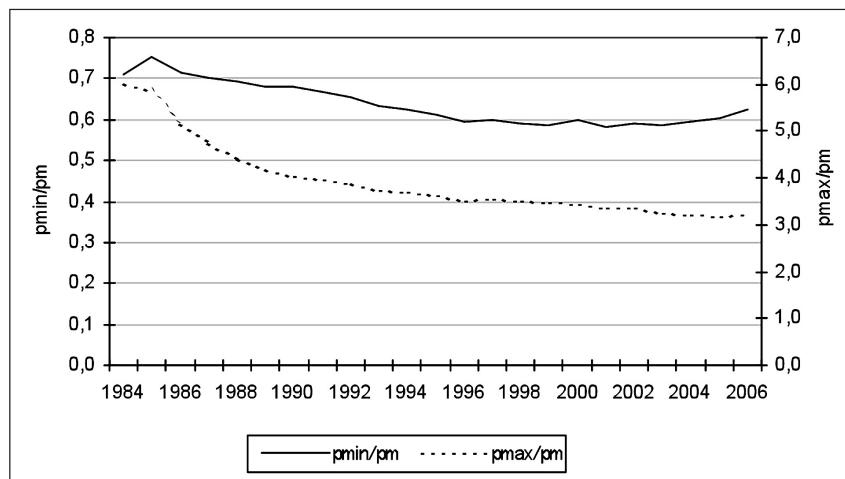
2.3. Escenario de gasto mínimo: evaluación del efecto de modelizar los topes de pensión

El actual sistema de pensiones de la Seguridad Social española tiene establecidos topes máximo y mínimo en la cuantía de las pensiones. Adicionalmente, la legislación establece también que dichos topes serán anualmente actualizados de acuerdo con la evolución de la inflación. La existencia de topes ha sido incluida explícitamente en el modelo de proyección utilizado en este trabajo, tal y como recogía la expresión [5]. No obstante, los resultados presentados en el escenario base no han sido obtenidos bajo lo que puede denominarse un escenario de legislación estrictamente constante, ya que no se ha adoptado la hipótesis de que, a lo largo de toda la proyección, los topes evolucionarán con la inflación. La razón no es otra que el hecho de que, en un período de proyección tan largo, carece de sentido la realización de este supuesto. El crecimiento esperable en la cuantía de la pensión media de los no afectados por los topes provocaría que, a medio plazo, dejases de existir pensiones afectadas por el tope mínimo, a medida que simultáneamente una gran proporción pasarían a estar afectadas por el máximo.

Que en el futuro se llevarán a cabo ajustes *ad hoc* en la actualización de los topes de pensión es un hecho cierto, como lo es que así ha venido ocurriendo en el pasado, en especial con la pensión mínima. A modo de ilustración, en el gráfico 7 se muestra la evolución en las últimas dos décadas de los topes máximo y mínimo de la pensión de jubilación en relación con el importe de la pensión media total para dicha clase de prestación. Mientras que el ratio entre el tope máximo y la pensión media ha descendido de un nivel inicial de 6 a un nivel en 2006 del 3,2, la relación entre el tope mínimo y la pensión media se ha reducido únicamente del 70% al 60%. Esto implica que, mientras el tope máximo ha permanecido prácticamente constante en términos reales, el ajuste de las pensiones mínimas ha venido realizándose por encima de la inflación. Probablemente, este ajuste al alza de las cuantías mínimas continuará en el futuro por motivos distributivos. En cuanto al tope máximo, es claro que su mantenimiento en términos reales, o incluso su descenso, podría convertirse en un atractivo instrumento para moderar el crecimiento del gasto, especialmente a partir de 2020, cuando las generaciones del *baby boom* comiencen a jubilarse.

Ante la ausencia de información acerca de la cuantía y el momento en que tendrán lugar los ajustes de los topes en el futuro, se convierte en una hipótesis plausible considerar que éstos evolucionen, en promedio, de la misma manera que el resto de pensiones no topadas. Como resultado de este supuesto, es claro que el porcentaje de afectados por los topes se mantendrá constante durante la proyección, como se exponía en la derivación de la expresión [6]. Esta es la hipótesis sobre la que se ha estimado el escenario base presentado en la sección 2.1 y que, en realidad, acerca la estrategia de proyección a la seguida en un modelo de pensión media sin diferenciación de topes. No obstante, siendo el escenario base el más creíble, resulta interesante plantear un análisis de sensibilidad para tratar de cuantificar en qué medida se vería afectada la proyección del gasto por una aplicación estricta de la legislación actual. Éste es el ejercicio que se plantea en esta sección, cuya realización obliga a hacer dos tipos de consideraciones previas. En primer lugar, aunque la estimación del gasto en un marco de legislación estrictamente constante pierde sentido en el

Gráfico 7: EVOLUCIÓN PASADA DE LOS TOPEs DE LA PENSIÓN DE JUBILACIÓN EN RELACIÓN CON LA PENSIÓN MEDIA TOTAL



Fuente: Elaboración propia.

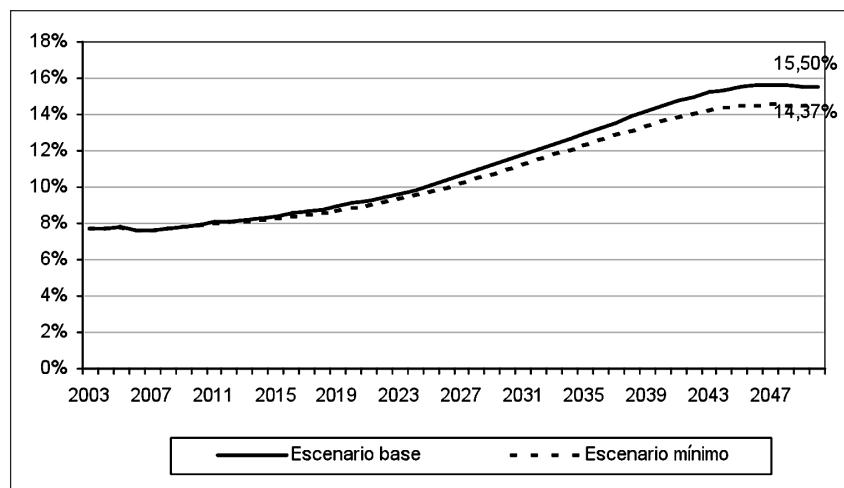
largo plazo como se apuntaba anteriormente, está claro que su efecto sobre el gasto en pensiones sería el de una reducción con respecto al escenario base. Ello es debido al efecto contención que ejerce el tope máximo sobre una proporción de pensiones cada vez mayor. Por ello, puede considerarse que el escenario de legislación estrictamente constante constituye un escenario de gasto mínimo.

En segundo lugar, es necesario tener en cuenta que no es posible evaluar con exactitud los efectos de una evolución diferencial para los topes de pensión sin, simultáneamente, realizar algún tipo de hipótesis arbitraria sobre la evolución de los porcentajes de pensiones afectadas por los mismos (s^M y s^m en la expresión [5]). Una de estas hipótesis arbitrarias, que aunque poco creíble puede ser útil para obtener una idea acerca de la magnitud del efecto, consiste en suponer que las proporciones de afectados por los topes se mantienen constantes desde el año inicial, mientras las cuantías de los mismos evolucionan con la inflación. Con respecto a esta hipótesis, la incorporación correcta de la evolución de afectados por los topes provocaría un efecto sobre el gasto de signo ambiguo, aunque muy posiblemente positivo²⁷. Por tanto, la estimación del escenario con topes constantes en términos reales, manteniendo fijos los porcentajes iniciales de afectados constitui-

(27) Es bastante probable que la contención del gasto provocada por un porcentaje creciente de pensiones topadas por el máximo, domine sobre el incremento provocado por la disminución del porcentaje de afectadas por el mínimo.

ría un verdadero escenario de gasto mínimo. En el gráfico 8 se presentan los resultados de este escenario mínimo comparados con los correspondientes al escenario base. Como cabía esperar, el gasto total en pensiones resulta inferior en el escenario mínimo. En el último año de la proyección alcanzaría el 14,4% en lugar del 15,5% resultante del escenario base (la diferencia es mayor si se compara con el escenario estándar, en el que el gasto en 2050 alcanzaba el 17%). La diferencia del gasto en pensiones en porcentaje del PIB que se produce entre los dos escenarios es enteramente capturada por la tasa de reemplazo (R).

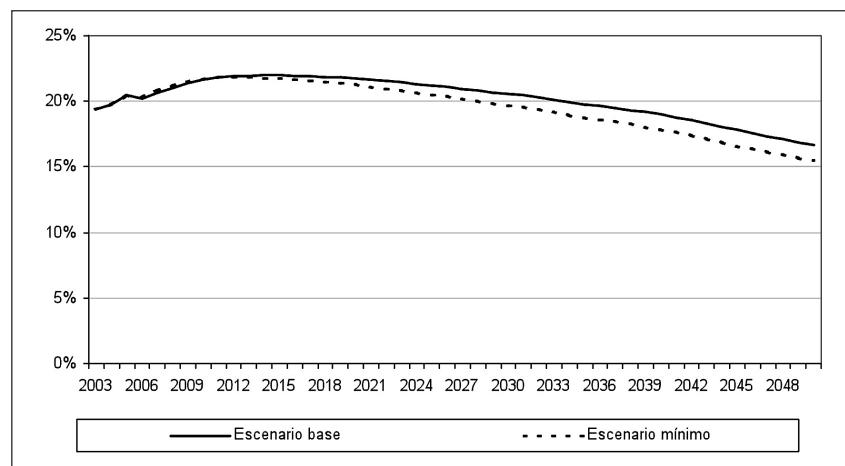
Gráfico 8: EVOLUCIÓN DEL GASTO TOTAL EN PENSIONES EN PORCENTAJE DEL PIB: ESCENARIO BASE VERSUS ESCENARIO MÍNIMO



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 9 muestra su evolución comparada en el caso de las pensiones de jubilación, donde puede observarse que, a partir de 2010 aproximadamente, la tasa de reemplazo correspondiente al escenario mínimo se mantiene por debajo de la correspondiente al escenario base, alcanzando un valor del 15,5% en 2050, frente al 16,7% del escenario base.

Gráfico 9: EVOLUCIÓN DE LA TASA DE REEMPLAZO (R) DE LAS PENSIONES DE JUBILACIÓN: ESCENARIO MÍNIMO VERSUS ESCENARIO BASE



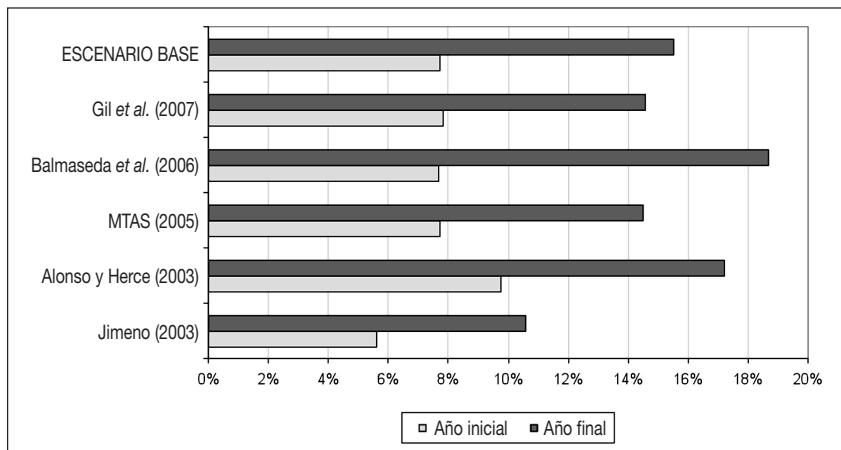
Fuente: Elaboración propia.

3. CONSIDERACIONES FINALES

Para terminar, en esta sección se ponen los resultados en perspectiva, comparándolos con los obtenidos en estudios anteriores y valorando sus implicaciones sobre la sostenibilidad del sistema de pensiones. En primer lugar, se presenta una breve comparación con los estudios de proyección del gasto en pensiones más recientemente disponibles para España. En segundo lugar, mediante la incorporación de la proyección de ingresos por cotizaciones, se realiza una evaluación de la sostenibilidad del actual sistema de pensiones contributivas.

El gráfico 10 muestra una comparación de los resultados de la proyección del gasto en pensiones obtenidos en este trabajo y los disponibles en trabajos recientes aplicados al caso español. La comparación se centrará en las pensiones de jubilación, dado que algunos de esos trabajos no hacen referencia al resto de categorías de pensión. En términos generales, puede concluirse que los resultados de los estudios recientes están en línea con los obtenidos en este trabajo haciendo uso de la información contenida en la MCVL, si bien existen algunas diferencias, que en la medida de lo posible intentaremos identificar. En el escenario base de este trabajo, el crecimiento del gasto total en pensiones desde el 7,7% al 15,5% del PIB en 2050 se explica fundamentalmente por el espectacular incremento de la tasa de dependencia (pasa del 24,7% al 65,6%), así como de la tasa de cobertura (del 64,5% al 80,4%). Dichos efectos son compensados en una pequeña parte por la evolución positiva de la actividad y el empleo. La caída de la tasa de reem-

Gráfico 10: RESULTADOS DISPONIBLES DE LA PROYECCIÓN DEL GASTO EN PENSIONES PARA ESPAÑA (COMO PORCENTAJE DEL PIB)



Notas: Año inicial 2005 y año final 2050 [excepto en Jimeno (2003): 2001 y 2040, respectivamente]. El gasto en pensiones incluye el gasto en pensiones contributivas de la Seguridad Social [excepto para Jimeno (2003): sólo las pensiones de jubilación, y Alonso y Herce (2003): que incorporan además el resto de pensiones contributivas no gestionadas por la Seguridad Social].

Fuente: Elaboración propia.

plazo a partir de la segunda parte de la proyección también ayuda a largo plazo. La información disponible en la MCVL permite mejorar la proyección de la tasa de cobertura (C) (en lo que se refiere al incremento de la actividad laboral femenina) y en especial de la tasa de reemplazo (R) (al permitir incorporar perfiles longitudinales de salario y la consideración explícita de los topes de pensión).

Jimeno (2003) y Balmaseda *et al.* (2006) derivan escenarios de gasto en pensiones a partir de diferentes hipótesis sobre la evolución de los cuatro factores de la descomposición efectuada en la expresión [2]. En Jimeno (2003), el gasto en pensiones de jubilación se incrementaría del 5,6% al 10,6% del PIB en 2040 debido casi en exclusiva al crecimiento de la tasa de dependencia (D), dado que las tasas de cobertura y reemplazo (C y R) se suponen constantes y el empleo mejora muy ligeramente. Según Balmaseda *et al.* (2006), el gasto total en pensiones contributivas se incrementaría del 7,7% al 18,7%, el valor más alto de todas las estimaciones disponibles, lo que se explica por un incremento de la tasa de reemplazo del 18% al 22% adicional al vertiginoso incremento de la tasa de dependencia. Los resultados de Gil *et al.* (2007) y MTAS (2005) son bastante similares, si bien los primeros prevén un ligero decrecimiento de la tasa de reemplazo y un incremento de la tasa de cobertura, mientras en el segundo ambos factores permanecen prácticamente constantes. Por último, los resultados de Alonso y Herce (2003) po-

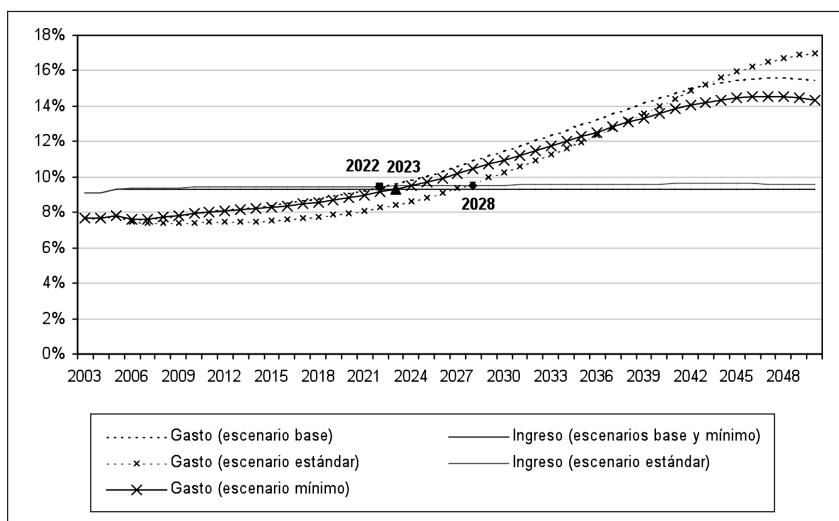
drían ser bastante similares a los obtenidos en este trabajo teniendo en cuenta la diferencia de escala (estos autores incorporan las pensiones contributivas no gestionadas por la Seguridad Social), pero al no estar disponible la descomposición factorial no es factible contrastar totalmente las posibles diferencias.

Para evaluar la salud financiera del actual sistema de pensiones de la Seguridad Social, la proyección debe completarse por el lado del ingreso, y teniendo además en cuenta el valor inicial del Fondo de Reserva de la Seguridad Social. Resulta obvio que, en la medida en que los tipos de contribución se mantengan constantes, el interés de proyectar los ingresos es muy limitado (tenderán a mantenerse constantes en relación al PIB). En el gráfico 11 se muestra la evolución esperada de los ingresos por cotizaciones del sistema como porcentaje del PIB bajo los tres escenarios estudiados en la sección 2 (base, estándar y mínimo). Como puede comprobarse, dicha evolución es común para los escenarios base y mínimo, y difiere ligeramente en el escenario estándar al no proyectarse de la misma manera la evolución de las bases de cotización salarial (en los dos primeros casos se utilizan perfiles longitudinales de salarios extraídos de la MCVL mientras que en el escenario estándar la proyección se realiza a partir de la evolución de la tasa media de productividad). Si en el mismo gráfico se incorporan las proyecciones de gasto, se obtiene un interesante mapa de posibilidades de evolución de la sostenibilidad del sistema. Así por ejemplo, se comprueba que las mejoras introducidas en el escenario base con respecto al estándar tienen implicaciones interesantes de cara a la sostenibilidad del sistema. En concreto, en el escenario base se produce con respecto al estándar un avance de los déficits financieros de la Seguridad Social de seis años: el primer año deficitario sería 2022 en lugar de 2028. Por otra parte, con respecto al escenario base, el mínimo significaría únicamente un período adicional de superávit, ya que el déficit se iniciaría en 2023.

Cabe también preguntarse por la capacidad del Fondo de Reserva de la Seguridad Social, cuya dotación en 2007 ascendía a 45.716 millones de euros, para absorber los déficits futuros del sistema²⁸. Para poder predecir la evolución futura del fondo es necesario establecer hipótesis acerca de cuál será el porcentaje de los superávits futuros que será acumulado, y sobre la tasa de rendimiento del capital invertido. Siendo optimistas, podemos suponer, por ejemplo, que todos los superávits serán invertidos en el Fondo de Reserva, a una tasa de rendimiento del 5% anual. En este caso, en el escenario base, se estima que el Fondo de Reserva permitiría cubrir los déficits durante aproximadamente 10 años.

(28) Es necesario señalar que nuestro modelo permite proyectar el gasto en pensiones contributivas y los ingresos por cotizaciones de la Seguridad Social, omitiendo el resto de gastos e ingresos del sistema. En 2005, los gastos de la Seguridad Social distintos a las pensiones contributivas representaban un 13,2% del total, equivalentes a un 1,2% del PIB. Por su parte, los ingresos no provenientes de cotizaciones suponían un 3,9% del total de ingresos, y un 0,8% del PIB. Es decir, en la parte de otros ingresos y gastos, la Seguridad Social parte de un déficit financiero que asciende al 0,4% del PIB. Si este déficit se supone constante en términos del PIB, en realidad los problemas de autosuficiencia financiera del conjunto del sistema de la Seguridad Social no comenzarían en 2022, cuando el gasto en pensiones contributivas supere a los ingresos por cotizaciones, sino varios años antes, concretamente en 2016.

Gráfico 11: PROYECCIÓN DEL GASTO EN PENSIONES CONTRIBUTIVAS Y EL INGRESO POR COTIZACIONES DE LA SEGURIDAD SOCIAL (EN PORCENTAJE DEL PIB)



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO I: ESTRUCTURA DETALLADA DEL MODELO

En este anexo se presenta la estructura del modelo con mayor detalle, en especial en lo referente al tratamiento de las discontinuidades debidas al hecho de que la proyección se realice con periodicidad anual. En primer lugar, es necesario abordar la existencia de tres tipos de pensiones, según su permanencia en el período de proyección. En segundo lugar, es necesario tener en cuenta el tratamiento de la edad con periodicidad anual. Para ello se hacen dos supuestos fundamentales. En el primer caso, tal como se indicaba en el texto, es necesario suponer que las altas y las bajas se distribuyen uniformemente a lo largo del año, de modo que cabe suponer que este tipo de pensionistas están presentes la mitad del año. En el segundo caso, se supone que todos los pensionistas cumplen años el 31 de diciembre. Por tanto la ecuación [4] del texto, puede ser completada con el superíndice edad (e)²⁹,

$$NPA_t^e = C_t^e + 0,5A_t^e + 0,5B_t^e \quad [\text{A.I.1}]$$

(29) Se sigue omitiendo el sexo por simplicidad.

Y, como se apuntaba en el texto, junto con el número de pensiones durante el año (NPA) se calcula el número de pensionistas a 31 de diciembre (NP), como:

$$NP_{t+1}^{e+1} = NP_t^e + A_{t+1}^e - B_{t+1}^e \quad [\text{A.I.2}]$$

Las correspondientes pensiones medias se obtienen como

$$pm_t^e = c_t^e pmc_t^e + a_t^e pma_t^e + b_t^e pmb_t^e \quad [\text{A.I.3}]$$

$$pm_np_{t+1}^{e+1} = \frac{A_{t+1}^e pma_{t+1}^e + C_{t+1}^e pmc^e}{A_{t+1}^e + C_{t+1}^e} \quad [\text{A.I.4}]$$

para NPA y NP , respectivamente³⁰. Nótese que, en realidad, en la última se cambia la edad del pensionista a final de año.

Finalmente, una vez obtenido el número y pensión media de las altas como se indica en el texto (2.1), el número de bajas y comunes y su pensión media se calculan de acuerdo con,

$$C_{t+1}^e = NP_t^e - NP_t^e \cdot m_{t+1}^e \quad [\text{A.I.5}]$$

$$pmc_{t+1}^e = pm_np_t^e \frac{I_{t+1}}{I_t} \quad [\text{A.I.6}]$$

$$B_{t+1}^e = NP_t^e \cdot m_{t+1}^e + A_{t+1}^e \cdot 0,5m_{t+1}^e \quad [\text{A.I.7}]$$

$$pmb_{t+1}^e = pm_np_t^e \frac{NP_t^e}{NP_t^e + R_{t+1}^e} \frac{I_{t+1}}{I_t} + \frac{R_{t+1}^e}{NP_t^e + R_{t+1}^e} pmr_{t+1}^e \quad [\text{A.I.8}]$$

siendo I el índice de precios y m la tasa de mortalidad. El número de comunes es el número de pensionistas a final de año que sobreviven en el presente año y su pensión media es la de 31 de diciembre pasado (pm_np), actualizada a la inflación. El número de bajas se obtiene aplicando la tasa de mortalidad a los pensionistas del pasado 31 de diciembre y a las altas –en este caso se aplica el 0,5 dado que éstas sólo permanecen la mitad del período³¹. La pensión media de las bajas se obtiene como un promedio ponderado de ambos colectivos.

ANEXO II: EXPLOTANDO LA DIMENSIÓN LONGITUDINAL DE LA MCVL

Como se decía en la sección 1.2.2 en este anexo se agrupan los intentos de explotar el contenido longitudinal de los datos de la MCVL. En primer lugar y a título ilustrativo, se detalla la comparación del perfil de altas empleado en las esti-

(30) Nótese que la ecuación [A.I.4] corresponde a la ecuación [5] del texto, si bien, para simplificar notación aquí se omite la distinción de los topes de pensión.

(31) Ésta es la regla general, pero lógicamente en el caso de las pensiones de incapacidad las bajas corresponden también a revisión de expedientes y en el caso de las pensiones de orfandad las bajas se producen fundamentalmente en la edad establecida legalmente, como se detalla en la sección 1.3.

maciones –un perfil de corte transversal– con el perfil de corte longitudinal, o de cohorte. En segundo lugar, se detalla el proceso de estimación de los perfiles longitudinales de cotización empleados en el escenario base.

A.II.1. Estimación del ratio de altas por participante medio de la cohorte: perfil de corte transversal *versus* longitudinal

En este apartado se compara el perfil de corte transversal de altas de pensiones de jubilación con los perfiles longitudinales obtenidos para las sucesivas cohortes, que es posible observar con los datos disponibles. Como se indica en la sección 1.2.2 –que detalla el método empleado para obtenerlos–, en la proyección se emplea el perfil de corte transversal, que recoge el efecto de los recientes cambios legales. Sin embargo, resulta informativo comparar ambos perfiles.

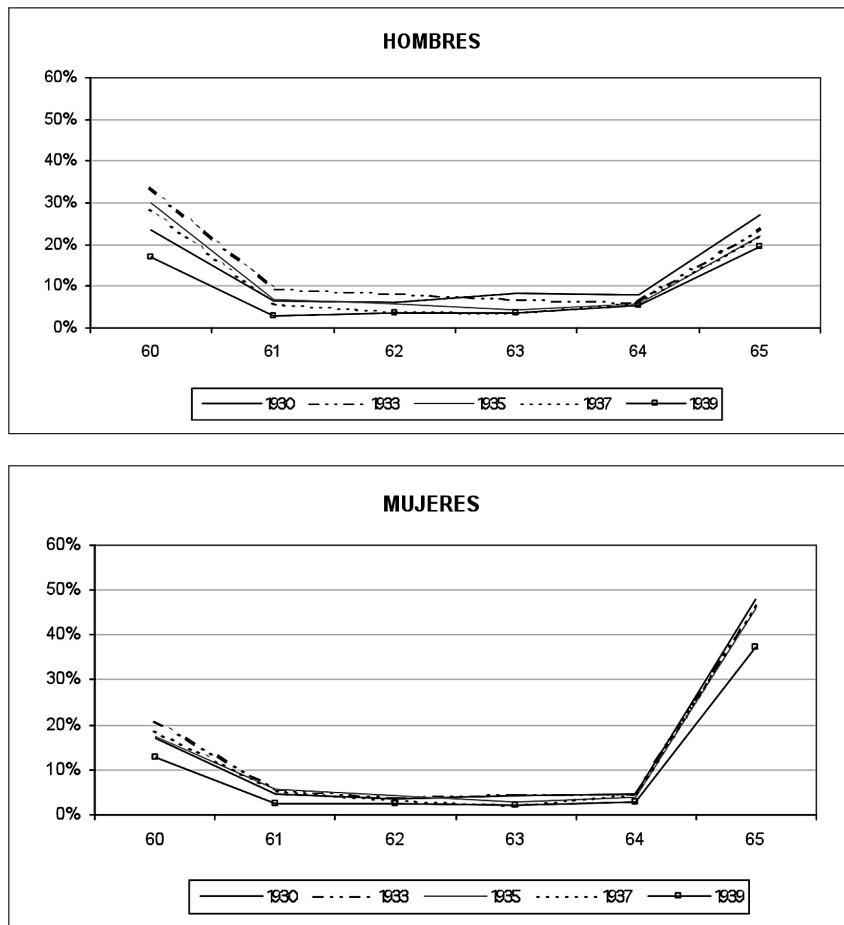
El gráfico A.II.1.1 muestra los ratios estimados para las cohortes más recientes, acotando las edades de jubilación más representativas –los nacidos entre 1930 y 1939, que cumplen 65 entre 1995 y 2004. Se observan claramente pautas de jubilación distintas para hombres y mujeres. Por ejemplo, el 30,2% de los hombres activos nacidos en 1935 se jubilaron a los 60 y el 22,1% a los 65, mientras que más de 45% de las mujeres de la misma cohorte se jubilaron a los 65 y sólo un 17,6% a los 60. Asimismo se observa que las sucesivas cohortes –tanto de hombres como de mujeres– tienden a mostrar perfiles menores.

El gráfico A.II.1.2 compara el perfil longitudinal completo –para todas las edades en que es posible jubilarse– de los nacidos en 1933 –el más reciente que es posible obtener–, con el perfil de corte transversal del año 2004, empleado en la proyección. De nuevo se observa la misma pauta, ya que el perfil de corte transversal resulta menor que el de la cohorte. Parece haber, por tanto, una tendencia decreciente a menores tasas de entrada en la jubilación, difícil de explicar si no es debida a cambios temporales en el mercado de trabajo y/o efectos de las reformas realizadas en los incentivos a la jubilación retrasada. Claramente se trata de una cuestión que requiere investigación basada en microdatos como los de la MCVL.

A.II.2. Estimación de perfiles longitudinales de salarios

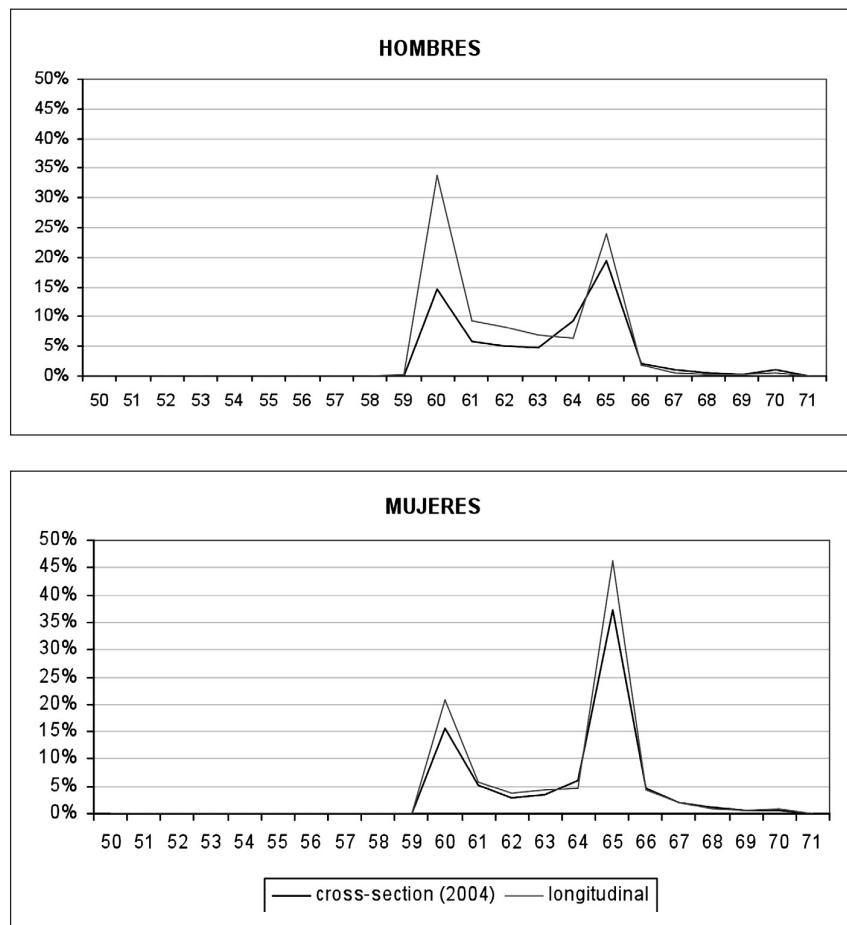
La determinación de la pensión inicial de un individuo depende en gran medida del perfil temporal de las cotizaciones a la Seguridad Social que ha realizado a lo largo de los últimos años de su vida laboral, por tanto la evolución de las contribuciones es un elemento clave en el desarrollo de un modelo de proyección del gasto. El hecho de disponer de una base de datos como la MCVL ha supuesto un cambio crucial a la hora de obtener un perfil longitudinal de salarios. Hasta ahora las proyecciones de gasto en pensiones utilizaban en la mayoría de casos datos de salarios de sección cruzada, lo que suponía disponer de información mucho menos completa que la ofrecida en la MCVL, aunque existen determinadas situaciones en las que la utilización de este tipo de bases de datos de sección cruzada puede ser apropiado [Thornton, Rodgers y Brookshire (1997)]. El objetivo que se plantea en este apartado es la estimación de perfiles longitudinales de salarios a partir de la información ofrecida en la MCVL, que combina tanto datos de sección cruzada como temporales. Para ello, inicialmente se presenta la depuración que es necesaria llevar a cabo en el fichero de MCVL para disponer de una matriz

Gráfico A.II.1.1: PERFILES POR COHORTE DE RATIOS DE ALTAS POR ACTIVO MEDIO DE LA COHORTE (COHORTE NACIDAS EN 1930, 1933, 1935, 1937 Y 1939)



Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL.

Gráfico A.II.1.2: PERFILES DE RATIOS DE ALTAS POR ACTIVO MEDIO
DE LA COHORTE: PERFIL DE CORTE TRANSVERSAL DE 2004 VERSUS
PERFIL DE LA COHORTE NACIDA EN 1933



Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL.

de datos adecuada para su posterior tratamiento econométrico. Finalmente, se desarrolla el método de estimación utilizado³².

El punto de partida de la estimación es el cálculo de la media anual de la cotización por hora. Para obtenerla es necesario enfrentarse a las dificultades asociadas a emplear ficheros de origen administrativo, con tanta información como la MCVL –el tamaño muestral para el año 2005 es de un millón de trabajadores. Los problemas fundamentales que se observan en la muestra son, por una parte la existencia de vacíos (ausencia de información) en la base de datos, de forma que no se dispone de un panel equilibrado; y, por otro lado, la dificultad de integrar la información de cada trabajador, ya que la unidad de registro de la base de datos varía en los distintos ficheros que contienen información sobre afiliación, cotizaciones y pensiones. Por ejemplo, para garantizar que se da la correspondencia adecuada entre los datos de tiempo cotizado y de base de cotización, es necesario revisar todos los contratos que ha tenido ese trabajador y sus datos de afiliación y de cotización, considerando la posibilidad de solapamiento de contratos. Para abordar estos inconvenientes se estima, para cada individuo y año, la base de cotización media por hora. Para ello se pondera la base total de cada contrato o relación laboral registrada por los días trabajados. En realidad este cálculo requeriría multiplicar el tiempo trabajado por el coeficiente de jornada parcial. Sin embargo, dado que los valores registrados para este coeficiente son en muchos casos poco fiables, se opta por emplear únicamente datos de contratos a tiempo completo³³. Además, y con el objeto de minimizar el problema de ausencia de datos (o ausencias), nuestro estudio se centra sólo en el Régimen General de la Seguridad Social.

Una vez realizado el proceso de depuración del fichero inicial de la MCVL, la matriz de datos que se va a emplear presenta un tamaño considerable. Tras la eliminación de los contratos a tiempo parcial y de los trabajadores en regímenes especiales, se dispone de un fichero de más de 800.000 individuos (trabajadores) con una media de 12,5 contribuciones anuales, siendo el máximo de contribuciones anuales de 25 (es decir, todo el período muestral 1981-2005). Ésta es la base de la estimación. Por tanto no se consideran cambios en el tiempo trabajado, sino únicamente en el salario por hora. Si bien ello sería un buen complemento del presente análisis, se omite por el hecho de que la MCVL únicamente registra los períodos de desempleo cuando éstos dan lugar a cotización.

Con la matriz de datos descrita previamente, nos centramos en estimar la tasa de crecimiento de los salarios a lo largo del período 1981-2005. Para ello es necesario disponer de la variable salario (w_t) en cada uno de los años de la muestra. Sin embargo, en el fichero de la MCVL disponemos de la variable base de cotización (c_t) en lugar del salario. La relación existente entre estas dos variables, salario (variable no observada) y base de cotización (variable observada) viene dada por una función que está doblemente censurada de la siguiente forma:

(32) En Jiménez y Sánchez (2006) se presenta un modo similar de cálculo basado en una muestra preliminar basada en registros administrativos. Véase también Boldrin *et al.* (2001 y 2004), la última de las referencias en Gruber y Wise (2004).

(33) Que representan el 90% de los contratos.

$$c_t = \begin{cases} l_t & \text{si } w_t < l_t \\ w_t & \text{si } l_t \leq w_t < u_t \\ u_t & \text{si } w_t \geq u_t \end{cases} \quad [\text{A.II.1}]$$

siendo l_t y u_t los límites inferior y superior establecidos por ley todos los años. Para un individuo i presente en nuestra muestra se observa la base de cotización en cada año (c_t) a lo largo del período 1981-2005, variable que está topada (o censurada). El objetivo que nos planteamos es generar los salarios (variable no topada) de un trabajador a lo largo de todo el período considerado. Para ello se consideran dos posibilidades:

- a) La variable salario se observa correctamente. En este caso, la base de cotización se encuentra entre los límites superior e inferior ($l_t \leq w_t < u_t$), de tal forma que el salario observado es exactamente la base de cotización, es decir $w_t = c_t$.
- b) w_t no se observa, ya que, o es superior a u_t , o menor de l_t . Exclusivamente en esta situación es necesaria una imputación de las observaciones en que $c_t = u_t$ o $c_t = l_t$.

Para poder imputar w_{it} , se supone una relación lineal entre la variable endógena w_{it} (salario de un individuo) y un conjunto de variables explicativas que hacen referencia a las características individuales del individuo (X_{it}), como la edad, sexo y grupo de cotización.

$$w_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + u_{it}; \quad u_{it} \approx N(0, \sigma^2) \quad [\text{A.II.2}]$$

donde α , β y σ^2 son los parámetros de la ecuación que se necesita estimar, y u_{it} es el término de error. De acuerdo con la ecuación [A.II.2] se supone que la distribución del logaritmo del salario, w_{it} , es una distribución normal con media μ_{it} y varianza σ^2 . Para estimar los parámetros de la ecuación [A.II.2] y teniendo presente la censura de la variable dependiente, tanto por la izquierda como por la derecha, es necesario aplicar un método de máxima verosimilitud, siendo la función objetivo:

$$\begin{aligned} L(\alpha, \beta, \sigma | w, X, l, u) &= \quad [\text{A.II.3}] \\ &= \prod_{w=l} \Phi\left(\frac{l_{it} - \alpha - \beta X_{it}}{\sigma}\right) \prod_{w=c} \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{w_{it} - \alpha - \beta X_{it}}{\sigma}\right) \prod_{w=u} \left[1 - \Phi\left(\frac{u_{it} - \alpha - \beta X_{it}}{\sigma}\right)\right] \end{aligned}$$

donde $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ denotan la función de densidad y de distribución de una normal estándar, respectivamente.

Una vez realizada la estimación de los parámetros de la ecuación [A.II.2] se imputan (o estiman) los salarios (sólo en el caso de $c_t = u_t$ o $c_t = l_t$) utilizando la siguiente expresión

$$\hat{w}_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_i X_{it} + \hat{\sigma} \frac{\phi\left(\frac{u_{it} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_{it}}{\hat{\sigma}}\right) - \phi\left(\frac{l_{it} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_{it}}{\hat{\sigma}}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{u_{it} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_{it}}{\hat{\sigma}}\right) + \Phi\left(\frac{l_{it} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_{it}}{\hat{\sigma}}\right)} + \hat{\varepsilon}_{it} \quad [\text{A.II.4}]$$

donde $\hat{\varepsilon}_{it}$ son valores aleatorios obtenidos a partir de una distribución normal con media cero y varianza σ . Esta ecuación tiene en cuenta la doble censura de la variable endógena y permite sustituir las observaciones censuradas (en las que se observa u_{it} y l_{it}) de la matriz de datos original por las imputaciones \hat{w}_{it} , lo que ofrece una matriz de datos completa y sin censura, que se pueden considerar como los salarios verdaderos. Con esta nueva variable se calcula la tasa de crecimiento de los salarios y su desviación respecto a la media de cada año para todas las edades, tanto en hombres como mujeres. Estos resultados de tasas de crecimiento se emplean posteriormente para proyectar las futuras cotizaciones. La sección 2.2 analiza cómo influye en los resultados la utilización de estos datos.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abío, G., E. Berenguer, H. Bonin, C. Borgman, J. Gil y C. Patxot (2005): *Contabilidad Generacional en España*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- Alonso, J. y J.A. Herce (2003): “Balance del Sistema de Pensiones y Boom Migratorio en España. Nuevas Proyecciones del Modelo MODPENS a 2050”, Documento de Trabajo 2003-02, FEDEA, Madrid.
- Baekgaard, H. (2002). “Micro-Macro Linkage and the Alignment of Transition Processes: Some Issues, Techniques and Examples”, Online Technical Paper - TP25, June 2002.
- Balmaseda, M., A. Melguizo y D. Taguas (2006): “Las Reformas Necesarias en el Sistema de Pensiones Contributivas en España”, *Moneda y Crédito*, n.º 222, págs. 313-340.
- Boldrin, M. S. Jiménez-Martín y F. Peracchi (2001): *Sistema de pensiones y mercado de trabajo en España*, Fundación BBVA, 2001.
- Bonin, H. (2001): *Generational accounting: theory and application*, Berlin: Springer Verlag.
- Bonin, H. y C. Patxot (2005): “La Contabilidad Generacional como una herramienta de análisis de la sostenibilidad fiscal: panorama de la metodología”, en Berenguer *et al.* (2005): *Contabilidad Generacional en España*, Estudios de Hacienda Pública, Instituto de Estudios Fiscales. Versión inglesa: “Generational Accounting as a Tool to Assess Fiscal Sustainability: An Overview of the Methodology”, *IZA Discussion Paper*, n.º 990, January 2004.
- Economic Policy Committee (EPC) (2006): “The impact of ageing on public expenditure: projections for EU25 Members States on pensions, health care, long-term care, education and unemployment transfers”, *European Economy*, Special Report, 1/2006.
http://europa.eu.int/comm/economy_finance/epc/documents/2006/ageingreport_en.pdf
- Eurostat (2005): *Population projections 2004-2050*.
<http://epp.eurostat.ec.eu.int/pls/portal>
- Franco, D. y T. Munzi (1996): “Public pension expenditure prospects in the European Union: A survey of national projections”, *European Economy*, n.º 3, págs. 1-126.
- Fredriksen, D. (1998): “Projections of Population, Education, Labour Supply and Public pension benefits. Analyses with the Dynamic Simulation Model MOSART”, *Social and Economic Studies*, n.º 101, Oslo: Statistics Norway.
- Fredriksen, D., K. M. Heide, E. Holmøy y I. F. Solli (2005): “Macroeconomic effects of proposed pension reforms in Norway”, Discussion Papers, n.º 417, April. Oslo: Statistics Norway, Research Department.
<http://www.ssb.no/publikasjoner/DP/pdf/dp417.pdf>

- Fredriksen, D. y N. M. Stølen (2005): "Effects of demographic development, labour supply and pension reforms on the future pension burden", *Discussion Papers*, n.º 418, April. Oslo: Statistics Norway, Research Department.
<http://www.ssb.no/publikasjoner/DP/pdf/dp418.pdf>
- Gil, J., M.A. López-García, J. Onrubia, C. Patxot y G. Souto (2007): "A projection model of the contributory pension expenditure of the Spanish social security system: 2004-2050", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, n.º 182, págs. 75-114.
- Gil, J., M.A. López-García, J. Onrubia, C. Patxot y G. Souto (2008): Un modelo de simulación del sistema de pensiones contributivas en España: proyecciones de gasto a largo plazo, IEF, Madrid (en prensa).
- Gruber, J. y D. Wise (eds.) (2004): *Social security and retirement around the world. Micro-estimation*, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Halter, W.A. y R. Hemming, (1987): "The Impact of Demographic Change on Social Security Financing". *IMF Staff Papers*, vol. 34, n.º 3, págs. 471-502.
- Hanoch, G. y M. Honig (1985): "True Age Profiles of Earnings: Adjusting for Censoring and for Period and Cohort Effects", *Review of Economics and Statistics*, 67(3), págs. 383-394.
- Heller, P. S., R. Hemming y P. Kohnert (1986): "Ageing and social expenditures in the major industrialized countries, 1980-2025", *IMF Occasional Paper*, n.º 47.
- HM Treasury (2005): *Long-term public finance report: An analysis of fiscal sustainability*, London: HM Treasury.
http://www.hm-treasury.gov.uk/media/F59/pbr05_longterm_513.pdf
- Jiménez-Martín, S. y A. Sánchez (2007): "An evaluation of the life cycle effects of minimum pensions on retirement behaviour: an extended version", *Journal of Applied Econometrics*, n.º 22, págs. 923-950.
- Jimeno, J.F. (2003): "La equidad intrageneracional de los sistemas de pensiones", *Revista de Economía Aplicada*, n.º 31, págs. 5-32.
- Jimeno, J. F., J.A. Rojas y S. Puente (2008): "Modelling the impact of aging on social security expenditures", *Economic Modelling*, vol. 25(2), págs. 201-224.
- Lee, R. y S. Tulapurkar (2001): "Population Forecasting for Fiscal Planning: Issues and Innovations", en R. Lee y A. Auerbach (eds.): *Demographic Change and Fiscal Policy*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Meyerson, N. y J. Sobelhaus (2000): "Uncertainty in Social Security Trust Fund Projections", *National Tax Journal*, 53 (3), págs. 515-530.
- MTAS (2002 y siguientes): *Anuario de Estadísticas Laborales*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.
- MTAS (2002 y siguientes): *Informe Estadístico*, Seguridad Social, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.
- MTAS (2005): *Informe de estrategia de España en relación con el futuro del sistema de pensiones, Anexo de estadísticas e indicadores*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.
- MTAS (2006): *La muestra continua de vidas laborales*, Colección informes y estudios, Serie Seguridad Social, n.º 24, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.
- MTAS (2007): *Presupuestos de la Seguridad Social*, MTAS, Madrid.
- Murphy, K.M. y F. Welch (1990): "Empirical Age-Earnings Profiles", *Journal of Labour Economics*, 8(2), págs. 202-229.
- Rojas, J. A. (2005): "Life-cycle earnings, Cohort size effects and Social Security: A Quantitative Exploration", *Journal of Public Economics*, n.º 89, págs. 465-485.

- Thornton, R.J., J.D. Rodgers y M.L. Brookshire (1997): "On the Interpretation of Age-Earnings Profiles", *Journal of Labour Research*, 18(2), págs. 351-365.
- Zaidi, A. y K. Rake (2001): "Dynamic Microsimulation Models: A Review and Some Lessons for SAGE", Discussion Paper, n.º 2, Simulating Social Policy in an Ageing Society (SAGE), The London School of Economics, London.
- http://www.lse.ac.uk/collections/SAGE/pdf/SAGE_DP2.pdf

*Fecha de recepción del original: noviembre, 2007
Versión final: diciembre, 2008*

ABSTRACT

In this paper we project the contributory pension expenditure of the Spanish Social Security system using the Continuous Sample of Working Histories (MCVL), a new data set on working lives recently published by the Spanish Social Security office. The MCVL contains useful information for projecting pension expenditure that is not available in other sources. In fact, previous projection exercises often required heroic assumptions in order to disaggregate expenditure in some way – i.e. according to age, sex, or pension category. In our projection, we use a model that straddles the non-behavioural dynamic micro simulation models and the accounting models that incorporate some heterogeneity. The model disaggregates expenditure – the number of beneficiaries and their average pension – by pension category, age, and sex. Using some basic inputs now available in the MCVL, we test previous results and find that they are largely in line with those presented here, though sizable differences remain. The MCVL allows us to incorporate two main improvements into the estimation. First, the estimation and inclusion of longitudinal earning profiles has a considerable impact on both the size and the time path of the results. In fact, the end of the present surplus for the contributory pension system is brought forward by around six years. Second, the consideration of a differential adjustment of pension thresholds finds that the inflation adjustment for the entire period would save at most 1.13% of GDP in 2050.

Key words: fiscal projections, pension system, public expenditure, replacement rate.

JEL classification: E62, H55.