

Este artículo ha sido elaborado por Laura Hospido, de la Dirección General del Servicio de Estudios, y Gema Zamarro, del Dornsife CESR, University of Southern California.

Introducción

El crecimiento de la esperanza de vida de los europeos y sus implicaciones para el equilibrio financiero de los sistemas públicos de pensiones han llevado, en los últimos años, a varios Gobiernos en Europa a aprobar medidas para aumentar las edades de jubilación. El resultado de estas políticas dependerá de cómo respondan los individuos a los incentivos que incluyen. En este sentido, la mayoría de los estudios disponibles sobre los factores determinantes de las decisiones de jubilación de los individuos han destacado que estos reaccionan ante las variaciones en los requisitos necesarios para tener derecho a su propia pensión. Así, por ejemplo, de entre los muchos estudios sobre la importancia que tienen los incentivos proporcionados por el marco que regula el sistema de pensiones de la Seguridad Social para las decisiones de jubilación¹, la comparativa internacional contenida en los volúmenes editados por Gruber y Wise (1999, 2004) muestra que, para los trabajadores de mayor edad, existe una marcada correlación negativa entre la generosidad del régimen de pensiones anticipadas y la probabilidad de seguir trabajando. Asimismo, Coe y Zamarro (2011) encuentran que las edades oficiales de jubilación en Europa ayudan a predecir con bastante precisión el momento de la toma de dicha decisión por parte de los hombres. Sin embargo, todos estos trabajos consideran la jubilación como una decisión individual y suelen referirse solo al caso de los hombres.

Recientemente, sin embargo, ha surgido un nuevo grupo de trabajos que considera la jubilación como una decisión que no solo depende de la situación y condiciones del propio individuo sino que responde también a la situación concreta de su cónyuge². De hecho, la evidencia empírica muestra que existe una fracción significativa de individuos que se jubilan menos de un año después de la jubilación de su cónyuge, y que este resultado es independiente de la diferencia de edad entre ambos. Para este fenómeno se ha acuñado el nombre de «jubilación conjunta» (*joint retirement*).

Este artículo resume los resultados de un trabajo reciente de las mismas autoras³, que utiliza los datos de la Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) para estudiar los determinantes de las decisiones de jubilación de individuos con cónyuge en Europa. En concreto, se estima, cuantitativamente, cómo responden los individuos a los cambios tanto en los requisitos necesarios para tener derecho a su propia pensión, como en los requisitos que determinan la jubilación de su cónyuge. La magnitud de dichas estimaciones apunta a la existencia de importantes vínculos entre las decisiones de jubilación de ambos cónyuges, cuya omisión podría llevar a sobrevalorar el impacto de los cambios normativos en los sistemas públicos de pensiones.

Los datos

El cuadro 1 muestra las edades legales de jubilación (anticipada y normal) para los años 2002, 2007 y 2011. Como puede verse, estas varían por país y, en ocasiones, por sexos,

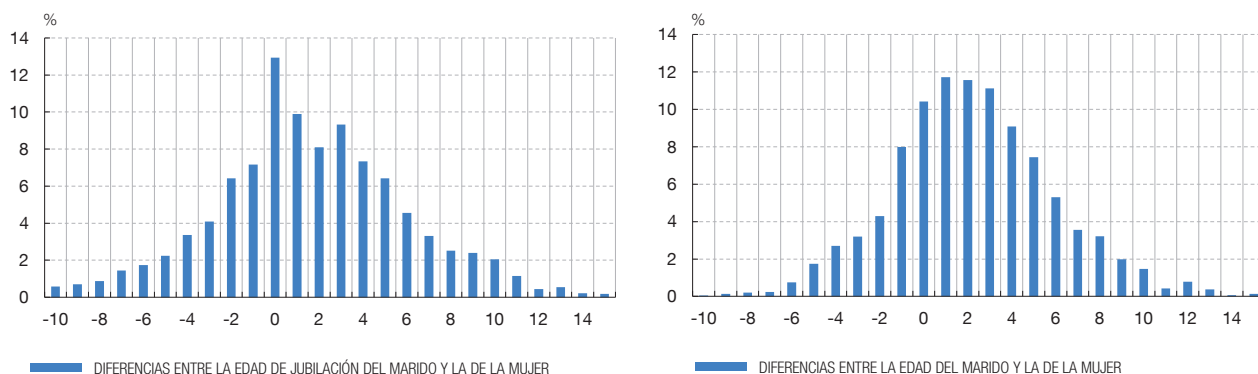
¹ Véanse, por ejemplo, los resúmenes de Hurd (1990) o Lumsdaine y Mitchell (1999).

² Véanse, entre otros, Ruhm (1996), Gustman y Steinmeier (2000, 2004, 2009), Blau y Gilleskie (2006), Coile (2004a, 2004b), Michaud (2003), Michaud y Vermeulen (2004), Banks, Blundell y Casanova (2010), Casanova (2010), Stancanelli y Van Soest (2012a, 2012b), Stancanelli (2012), o Honoré y De Paula (2013).

³ Hospido y Zamarro (2014).

DIFERENCIAS DE EDAD ENTRE CÓNYUGES

GRÁFICO 1



FUENTE: SHARE (2004-2005, 2006-2007 y 2010-2011).

EDADES DE JUBILACIÓN EN EUROPA

CUADRO 1

	Edad legal de jubilación: (anticipada) normal						Edad efectiva	
	2002		2007		2011		Hombres	Mujeres
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres		
Alemania	(63) 65	(63) 65	(63) 65	(63) 65	(63) 67	(63) 67	60,0	59,0
Austria	(60) 65	(57) 60	(65) 65	(65) 65	(62) 65	(60) 65	57,0	55,0
Bélgica	(60) 65	(60) 65	(60) 65	(60) 65	(60) 65	(60) 65	57,0	56,0
Dinamarca	(65) 65	(65) 65	(65) 65	(65) 65	(67) 67	(67) 67	60,0	60,0
España	(60) 65	(60) 65	(60) 65	(60) 65	(61) 65	(61) 65	60,0	58,0
Francia	(57) 60	(57) 60	(60) 60	(60) 60	(56-60) 65	(56-60) 65	58,0	57,0
Grecia	(60) 65	(55) 60	(55) 65	(55) 65	(55) 65	(55) 65	59,0	57,0
Holanda	(60) 65	(60) 65	(60) 65	(60) 65	(65) 65	(65) 65	59,0	58,0
Italia	(57) 65	(57) 65	(60) 65	(60) 60	(61) 65	(60) 60	56,0	56,0
Polonia	—	—	(65) 65	(60) 60	(65) 65	(60) 60	56,0	55,0
Rep. Checa	—	—	(60) 63	(56-60) 59-63	(60) 65	(59-60) 62-65	60,0	56,0
Suecia	(61) 65	(61) 65	(61) 65	(61) 65	(61) 65	(61) 65	61,0	61,0
Suiza	(63) 65	(62) 64	(63) 65	(62) 64	(63) 65	(62) 64	60,0	60,0

FUENTES: Edades legales de jubilación: 2002, Natali (2004), OCDE (2003), Fundación Bertelsmann, Sundén (2004), Preesman (2006), y OCDE (2005); 2007, OCDE (2007); 2011, OCDE (2011). Edades efectivas: SHARE (2004-2005, 2006-2007 y 2010-2011).

hasta en 10 años de diferencia. También se puede observar que, para varios países, han ido aumentando en el tiempo. Además, la edad efectiva de jubilación es inferior a la edad legal normal en todos los casos. Por último, se observa que en la mayoría de los países las mujeres se jubilan uno o dos años antes que los hombres.

La SHARE es una encuesta longitudinal sobre salud, economía y condiciones sociales de la población mayor de 50 años de Europa, que incluye información que permite aproximar sus edades efectivas de jubilación. SHARE se realizó por primera vez en 2004 en 11 países (Dinamarca, Suecia, Alemania, Austria, Bélgica, Francia, Holanda, Suiza, España, Grecia e Italia), pero más países se unieron luego al proyecto. Actualmente, están disponibles los datos de cuatro olas (2004/2005, 2006/2007, 2008/2009

	Sexos		Diferencia
	Hombres	Mujeres	
Edad	60,04 (3,79)	58,38 (3,62)	1,66***
Mayor que la edad legal de jubilación anticipada	0,33	0,22	0,11***
Mayor que la edad legal de jubilación normal	0,11	0,07	0,04***
Inactivo	0,29	0,25	0,04***
Jubilado	0,25	0,17	0,08***
Mala salud	0,15	0,17	-0,02
Nivel bajo de educación	0,25	0,26	-0,01
Nivel medio de educación	0,39	0,37	0,02**
Nivel alto de educación	0,35	0,36	-0,01
Indicador de hijos	0,94		
Indicador de nietos	0,59		

FUENTE: SHARE (2004-2005, 2006-2007 y 2010-2011).

a 3.058 observaciones para hombres y 3.058 observaciones para mujeres. Desviaciones estándar para variables no binarias en paréntesis. Diferencia significativa al nivel de confianza del * 10 %, ** 5 %, y *** 1 %.

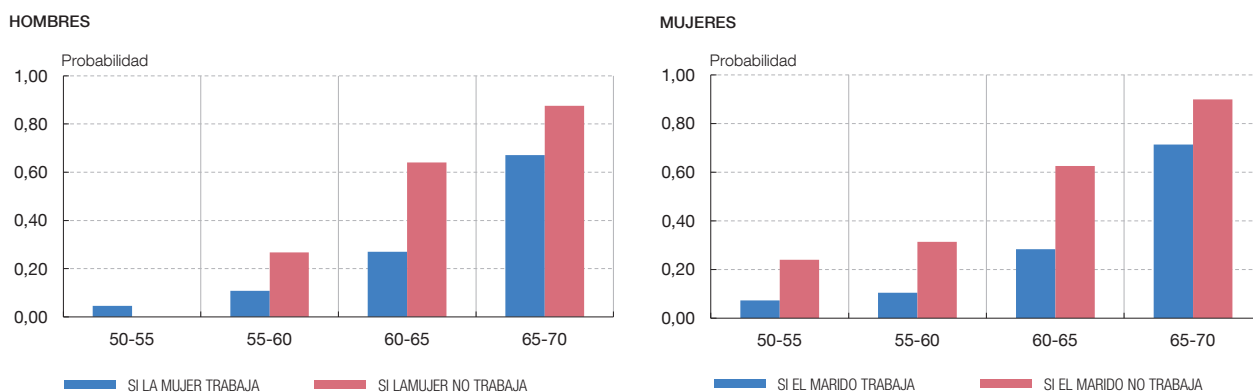
y 2010/2011⁴). Para los objetivos de este artículo, se ha seleccionado una muestra de esta encuesta, compuesta por hogares que en la primera o en la segunda ola cuentan con, al menos, uno de los cónyuges empleado y que permanecen en la ola siguiente. Para estos individuos, se considera que se ha producido una jubilación cuando se observa una transición desde la situación de empleado a la de inactivo (ya sea como jubilado, desempleado, incapacitado permanente o ama de casa⁵). De esta manera, un 29 % de los hombres incluidos en la muestra se habrían jubilado en el período considerado, frente a un 25 % de las mujeres (véase cuadro 2). Si se calculan esos porcentajes por intervalos de edad y estatus laboral de la pareja, se obtiene que, para ambos sexos y cualquier edad, la probabilidad de estar jubilado es siempre mayor cuando el cónyuge también ha dejado de trabajar (véase gráfico 2).

La jubilación conjunta

La decisión de jubilarse depende de las normas del sistema de pensiones y de características individuales tales como la edad, la salud, el nivel educativo, o la composición del hogar. Para medir los determinantes de la transición a la jubilación, sin embargo, deberá tenerse en cuenta que puede haber otros factores que condicionen las decisiones de ambos miembros de la pareja. Una aproximación habitual para identificar la presencia de tales factores es analizar episodios en los que se producen cambios drásticos en los incentivos a la jubilación, como que se haya alcanzado el umbral marcado por la edad legal de jubilación (normal y/o anticipada). Así, por ejemplo, el posible efecto que sobre la probabilidad de jubilación podría tener el hecho de que el cónyuge ya no trabajara puede identificarse en dos pasos: primero, se verifica que aquellos individuos que han rebasado

4 La tercera ola recoge información retrospectiva sobre eventos en la vida de los encuestados y no contiene las mismas variables que los restantes cuestionarios, por lo que no se utilizó en el análisis.

5 En la muestra objeto del estudio, un 4 % de las mujeres reportan salidas del mercado de trabajo para ser amas de casa. Solo un 0,4 % de los hombres reportan dicha transición. Las transiciones desde la situación de empleado a desempleado o incapacitado son menores y no hay diferencias por sexos. Para no perder estas observaciones, el análisis se centra en salidas a la inactividad. En cualquier caso, en la aplicación empírica también se consideró como variable dependiente únicamente aquellas transiciones desde la situación de empleado a la de jubilado, y los resultados son coherentes con esa definición alterativa.



FUENTE: SHARE (2004-2005, 2006-2007 y 2010-2011).

a 3.058 observaciones para hombres y 3.058 observaciones para mujeres.

las edades legales de jubilación tienen efectivamente una probabilidad mayor de haber salido del mercado de trabajo; en segundo lugar, se analiza si aquellas personas cuyos cónyuges ya se han jubilado incentivados por superar esos umbrales son también más propensas a estar jubiladas⁶.

Las dos primeras columnas del cuadro 3 presentan las estimaciones del impacto de rebasar las edades legales de jubilación sobre la probabilidad de salir del mercado de trabajo, cuando se calculan para hombres y mujeres por separado⁷. Los resultados muestran que superar la edad oficial de jubilación anticipada aumenta la probabilidad de jubilarse en 6 puntos porcentuales (pp) para los hombres, mientras que para las mujeres el efecto no es significativamente distinto de cero. En el caso de la edad legal de jubilación normal, el efecto estimado es mayor (24 pp para los hombres y 18 pp para las mujeres).

Las dos columnas siguientes del cuadro 3 presentan estimaciones análogas a las anteriores, pero teniendo en cuenta que las ecuaciones pueden omitir, por inobservable, algún factor o característica relevante y que esas características pueden afectar de manera no independiente a ambos. Los resultados son similares a los anteriores, aunque la magnitud de los efectos en el caso de superar la edad normal de jubilación cae sustancialmente y se aproxima entre sexos (para los hombres pasa de 24 pp a 16 pp, y para las mujeres de 18 pp a 14 pp).

El resultado principal del artículo se muestra en las dos últimas columnas del cuadro 3, donde en la estimación se permite, explícitamente, que la jubilación de un cónyuge pueda afectar directamente a la decisión sobre la salida del mercado de trabajo de su pareja. Las estimaciones muestran que aquellos hombres que tienen cónyuges que se han jubilado no son significativamente más propensos a dejar de trabajar, y el efecto estimado en este caso es pequeño y no significativamente distinto de cero. Para las mujeres,

6 En la práctica, el estudio estima un modelo *probit bivariante* conjuntamente en un solo paso. Esa aproximación es más eficiente y permite tener en cuenta la posible correlación entre características inobservables de los dos miembros de la pareja. Para mayor detalle sobre las estimaciones, véase Hospido y Zamarro (2014).

7 Las estimaciones se obtienen de modelos *probit univariantes* o *bivariantes*, según se excluyan o no los vínculos entre ambos cónyuges.

	Efecto sobre la probabilidad de jubilación					
	Modelo individual		Modelo conjunto		Modelo bivariente	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Edad propia mayor que la edad legal de jubilación anticipada	0,06** (0,03)	0,00 (0,03)	0,05** (0,02)	-0,00 (0,02)	0,05** (0,02)	-0,01 (0,02)
Edad propia mayor que la edad legal de jubilación normal	0,24*** (0,05)	0,18*** (0,03)	0,16*** (0,03)	0,14*** (0,03)	0,17*** (0,03)	0,12*** (0,03)
Pareja no trabaja					0,03 (0,09)	0,21*** (0,06)
Correlación entre inobservables			0,36 (0,04)		0,30 (0,23)	-0,19 (0,19)
Test de correlación = 0			82,13 [0,00]		1,55 [0,21]	0,99 [0,32]

FUENTE: SHARE (2004-2005, 2006-2007 y 2010-2011).

a 3.058 observaciones para hombres y 3.058 observaciones para mujeres. Errores estándar agrupados por individuo en paréntesis y p-valores en corchetes. Efecto marginal significativamente distinto de cero con un nivel de confianza del * 10 %, ** 5 % y *** 1 %, respectivamente. Variables incluidas en las especificaciones, pero omitidas de la tabla: edad, diferencia de edad entre los cónyuges, nivel educativo de ambos miembros de la pareja, estado de salud de cada cónyuge retardado un periodo, variables indicador de hijos, de nietos, de país y de ola de la encuesta.

sin embargo, se encuentra que aquellas cuyos cónyuges se han jubilado tienen una probabilidad de pasar a la inactividad 21 pp mayor (prácticamente el doble que el efecto de superar la edad legal de jubilación normal).

Con el fin de obtener evidencia adicional sobre la relevancia de este fenómeno de la jubilación conjunta, el cuadro 4 compara los resultados para dos grupos de países distintos: aquellos en los que la diferencia entre las tasas de actividad de hombres y mujeres es pequeña (Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Polonia y Suecia), y aquellos en los que esta brecha supera la media de todos ellos (Austria, Grecia, España, Holanda, Italia, República Checa y Suiza). De nuevo, el efecto estimado para los hombres no es significativamente distinto de cero en ninguno de los dos grupos. Pero en el caso de las mujeres, se obtiene que el aumento en la probabilidad de salida a la inactividad, cuando el cónyuge ya no trabaja, es debido enteramente a los países del primer grupo; esto es, aquellos en los que las tasas de participación en el mercado de trabajo son similares para ambos sexos. Para las mujeres del segundo grupo, sin embargo, la propensión a dejar de trabajar no parece verse influenciada por las decisiones laborales de sus maridos⁸.

Comentarios finales

La evidencia presentada en este artículo sugiere que un factor relevante para la decisión de jubilación de un individuo, y por tanto un elemento que se debe tener en cuenta en cualquier reforma del sistema de pensiones, es la decisión de jubilación adoptada por su cónyuge. La creciente participación de las mujeres en el mercado laboral, para las que la decisión de jubilación de sus cónyuges resulta ser más determinante, incrementa la im-

⁸ En este punto es importante notar que la muestra utilizada de parejas trabajadoras en algunos países puede no ser representativa del total de la población de más de 50 años, especialmente para las mujeres. Esto se debe a que una proporción sustancial de las mujeres en países como los del sur de Europa no han tenido nunca un trabajo remunerado, o —aun en el caso de haber tenido algún empleo— lo dejaron antes de cumplir 50 años. Estas interrupciones tempranas no están relacionadas con las decisiones de jubilación y por tanto están excluidas del análisis.

	Efecto sobre la probabilidad de jubilación			
	Modelo bivalente Grupo 1		Modelo bivalente Grupo 2	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Edad propia mayor que la edad legal de jubilación anticipada	0,03 (0,03)	-0,01 (0,03)	0,07** (0,04)	-0,04 (0,04)
Edad propia mayor que la edad legal de jubilación normal	0,15*** (0,05)	0,09** (0,04)	0,21*** (0,05)	0,16** (0,06)
Pareja no trabaja	0,01 (0,08)	0,28*** (0,05)	-0,12 (0,13)	0,11 (0,17)
Correlación entre inobservables	0,37 (0,19)	-0,41 (0,17)	0,64 (0,28)	0,12 (0,44)
Test de correlación = 0	2,97 [0,08]	4,35 [0,04]	2,57 [0,11]	0,07 [0,79]

FUENTE: SHARE (2004-2005, 2006-2007 y 2010-2011).

a 2.040 observaciones para hombres y mujeres del Grupo 1 (Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Polonia y Suecia), y 1.018 observaciones para hombres y mujeres del Grupo 2 (Austria, Grecia, España, Holanda, Italia, República Checa y Suiza). Errores estándar agrupados por individuo en paréntesis y p-valores en corchetes. Efecto marginal significativamente distinto de cero con un nivel de confianza del * 10 %, ** 5 % y *** 1 %, respectivamente. Variables incluidas en las especificaciones, pero omitidas de la tabla: edad, diferencia de edad entre los cónyuges, nivel educativo de ambos miembros de la pareja, estado de salud de cada cónyuge retardado un período, variables indicador de hijos, de nietos, de país y de ola de la encuesta.

portancia cuantitativa de este fenómeno de la jubilación conjunta, que, por tanto, debe ser tomada en cuenta a la hora de analizar los modelos alternativos de los sistemas de pensiones y sus reformas.

1.4.2014.

BIBLIOGRAFÍA

- BANKS, J., R. BLUNDELL y M. CASANOVA (2010). «The dynamics of retirement behavior in couples: Reduced-form evidence from England and the US», http://www.econ.ucla.edu/casanova/Files/Main_ELSA_HRS.pdf.
- BLAU, D., y D. GILLESKIE (2006). «Health insurance and retirement of married couples», *Journal of Applied Econometrics*, 21 (7), pp. 935-953.
- CASANOVA, M. (2010). «Happy Together: A Structural Model of Couples. Joint Retirement Choices», http://www.econ.ucla.edu/casanova/Files/Casanova_joint_ret.pdf.
- COE, N., y G. ZAMARRO (2011). «Retirement effects on health in Europe», *Journal of Health Economics*, 30 (1), pp. 77-86.
- COILE, C. (2004a). «Retirement incentives and couple.s retirement decisions», *Topics in Economics analysis and Policy*, 4 (1), article 17.
- (2004b). *Health shocks and couple.s labor supply decisions*, NBER Working Paper 10810, <http://www.nber.org/papers/w10810>.
- GUSTMAN A., y T. STEINMEIER (2000). «Retirement in dual-career Families: A structural Model», *Journal of Labor Economics*, 18 (3), pp. 503-545.
- (2004). «Social Security, Pensions and Retirement Behaviour with the Family», *Journal of Applied Econometrics*, 19, 723-737.
- (2009). *Integrating Retirement Models*, NBER Working Paper 15607, <http://www.nber.org/papers/w15607>.
- GRUBER, J., y D. WISE (1999, 2004). *Social Security Programs and Retirement around the World*, University of Chicago Press, Chicago.
- HONORÉ, B., y A. DE PAULA (2013). «Interdependent durations in joint retirement», *cemmap Working Paper-CWP05/13*, <http://www.cemmap.ac.uk/cemmap/publication/id/6632>.
- HOSPIDO, L., y G. ZAMARRO (2014). «Retirement patterns of couples in Europe», IZA DP 7926, <http://ftp.iza.org/dp7926.pdf>. *IZA Journal of European Labor Studies*.
- HURD, M. D. (1990). «Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Savings», *Journal of Economic Literature*, 28, pp. 565-637.
- LUMSDAINE, R. L., y O. S. MITCHELL (1999). «New Developments in the Economic Analysis of Retirement», in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, 3C, Amsterdam, North Holland, pp. 3261-3307.

- MICHAUD, P. (2003). «Joint labor supply dynamics of older couples», IZA DP 832, <http://ftp.iza.org/dp832.pdf>.
- MICHAUD, P., y F. VERMEULEN (2004). «A collective Retirement Model: Identification and Estimation in the Presence of Externalities», IZA DP 1294, <http://ftp.iza.org/dp1294.pdf>.
- NATALI, D. (2004). *The Pension System Observatoire Social Européen Research Project: La methode ouverte de coordination (moc) en matiere des pensions et de l'integration europeenne*. Service Public Fédéral Sécurité Sociale.
- OCDE (2003). *Economic Survey of Austria*, chapter 3: «Pensions», <http://www.oecd.org/dataoecd/5/16/27424371.pdf>
- (2005). *OECD Pensions at a Glance 2005: Public Policies across OECD Countries*, OECD Publishing, http://www.oecd-ilibrary.org/nance-and-investment/oecd-pensions-at-a-glance-2005_pension_glance-2005-en
- (2007). *Pensions at a Glance 2007: Public Policies across OECD Countries*, OECD Publishing, http://www.oecd-ilibrary.org/nance-and-investment/oecd-pensions-at-a-glance-2007_pension_glance-2007-en
- (2011). *Pensions at a Glance 2011: Retirement-income Systems in OECD and G20 Countries*, OECD Publishing, http://www.oecd-ilibrary.org/nance-and-investment/pensions-at-a-glance-2011_pension_glance-2011-en
- PREESMAN, L. (2006). *Dutch to Abolish Civil Service Retirement Age*, IPE International Publishers Ltd. Netherlands, June 28.
- RUHM, C. J. (1996). «Do pensions increase the labor supply of older men?», *Journal of Public Economics*, 59 (2), pp. 157-175.
- STANCANELLI, E. (2012). «Spouses. Retirement and Hours Outcomes: Evidence from Twofold Regression Discontinuity with Differences-in-Differences», IZA DP 6791, <http://ftp.iza.org/dp6791.pdf>.
- STANCANELLI, E. y A. VAN SOEST (2012a). «Retirement and Home Production: A Regression Discontinuity Approach», *American Economic Review*, 102 (3), 600-605.
- (2012b). «Joint Leisure Before and After Retirement: A Double Regression Discontinuity Approach», IZA DP 6698, <http://ftp.iza.org/dp6698.pdf>.
- SUNDÉN, A. (2004). «The Future of Retirement in Sweden», PRC WP 2004-16. Pension Research Council Working Paper. Pension Research Council, <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.201.9427&rep=rep1&type=pdf>
- THE BERTELSMANN FOUNDATION. International Reform Monitor, Country info, http://www.bertelsmann-stiftung.de/cps/rde/xchg/SID-465C2575-83F7BF1C/bst_engl/hs.xsl/54224_104034.htm

