

## PLANIFICANDO LA JUBILACIÓN EN LA UNIÓN EUROPEA: ¿EXISTEN DIFERENCIAS EN FUNCIÓN DEL GÉNERO DEL AHORRADOR?

**Sara Fernández López**

*Profesora contratada doctora*

**M.<sup>a</sup> Milagros Vivel Búa**

*Profesora interina*

**Luis A. Otero González**

*Profesor titular*

Departamento de Economía Financiera y Contabilidad.  
Universidad de Santiago de Compostela

Este trabajo ha sido seleccionado para su publicación *con mención especial* por: don Francisco J. PÉREZ NAVARRO, don Carlos ALFONSO MELLADO, don Juan LÓPEZ GANDÍA, doña Isabel MERENCIANO GIL y doña Lourdes PARAMIO NIETO.

---

### EXTRACTO

El objetivo de este trabajo es, por una parte, analizar si las mujeres de la Unión Europea tienen la misma probabilidad de decidir ahorrar para la jubilación que sus homólogos masculinos, y, por otra, si los factores que determinan este comportamiento difieren en función del género. La muestra analizada está compuesta por 6.036 individuos de ocho países europeos (Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Polonia, Suecia, Reino Unido y España) en el año 2007. En general, los resultados muestran que las europeas son menos propensas a ahorrar para la jubilación que los europeos. Sin embargo, los determinantes de este comportamiento son bastante similares entre ambos colectivos. Finalmente, encontramos que factores institucionales propios de cada país tienen un rol significativo y más relevante que las diferencias de género en la actitud del individuo hacia el ahorro para la jubilación.

**Palabras claves:** jubilación, ahorro, género, determinantes y Europa.

---

*Fecha de entrada:* 03-05-2013 / *Fecha de aceptación:* 09-07-2013 / *Fecha de revisión:* 24-03-2014

## RETIREMENT PLANNING IN THE EUROPEAN UNION: ARE THERE GENDER DIFFERENCES ACCORDING TO THE SAVER?

Sara Fernández López  
M.<sup>a</sup> Milagros Vivel Búa  
Luis A. Otero González

---

### ABSTRACT

This paper analyse if the women have the same probability of saving for retirement than their male counterparts in the European Union (EU). Moreover, we study if these determinants of saving for retirement are different according to the gender. The sample consists of 6,036 individuals from eight European countries (France, Germany, Italy, Netherlands, Poland, Sweden, UK and Spain) in 2007. Overall, the results show that European women are less likely to save for retirement than European men. However, the determinants of this saving are quite similar between the two groups. Finally, we find that country institutional factors have a significant and more relevant than gender differences in the individual's attitude towards saving for retirement.

**Keywords:** retirement, saving, gender, determinants and Europe.

---

---

## Sumario

1. Introducción
2. Marco teórico: revisión de la literatura
3. Metodología: variables y modelo econométrico
4. Análisis empírico
  - 4.1. Efecto del género en Europa
  - 4.2. Efecto del género por país
5. Conclusiones e implicaciones

Bibliografía

## 1. INTRODUCCIÓN

Junto con la recomendación de la OCDE (2009) de ampliar inexcusablemente la edad de jubilación, cuestión que ya es una realidad en gran parte del entorno europeo, en varios países los individuos han asumido la responsabilidad de complementar con sus ahorros la pensión proporcionada por los sistemas públicos de pensiones. La causa fundamental es que el viejo modelo de compartir recursos entre trabajadores y jubilados mediante transferencias (*pay-as-you-go*) resulta insostenible (OCDE, 2009). Por tanto, cada vez más corresponde a los individuos asumir un papel activo en la planificación financiera de su jubilación.

Asimismo, los planes de pensiones promovidos por las empresas, que actúan como fuente de ingresos para la jubilación, también han experimentando un cambio estructural, desplazándose desde los planes de prestación definida (donde, *grosso modo*, las prestaciones se establecen en función del salario) a los planes de aportación definida (donde la magnitud de las aportaciones es conocida, pero las prestaciones dependen de factores como la rentabilidad de la cartera del fondo de pensiones). Este cambio supone que en aquellos países que no limitan legalmente los planes de pensiones individuales únicamente a una de estas dos categorías, un amplio porcentaje de la responsabilidad respecto a dónde invertir los ahorros para la jubilación y qué riesgo asumir recae directamente sobre los trabajadores en lugar de los empresarios. Además, los rendimientos de los planes de pensiones empresariales han sido duramente golpeados por la crisis financiera actual. Así, la crisis financiera actual ha tenido un impacto profundo sobre el ahorro de los individuos de forma que tanto los fondos de pensiones públicos como privados se han visto afectados negativamente.

Finalmente, las elevadas tasas de desempleo y bajo rendimiento de los productos de ahorro para la jubilación provocan una merma considerable del ahorro acumulado con esta finalidad.

Las tendencias expuestas exigen a los individuos una adecuada preparación financiera de su jubilación. Sin embargo, la información requerida para la toma de decisiones es muy extensa y la normativa referida a la Seguridad Social y las pensiones puede resultar compleja (LUSARDI, 2001). Como consecuencia, algunos expertos sugieren que la planificación para la jubilación es menos asumida precisamente por aquellos que más la necesitan, en particular, las mujeres, los individuos que viven solos y aquellos que se encuentran en una situación económica poco ventajosa (HAYES y PARKER, 1993).

Centrándonos en el colectivo femenino, cabe señalar que las mujeres han sido más vulnerables que los hombres puesto que:

- a) Tienen una mayor esperanza de vida, lo que provoca que necesiten financiar un periodo de jubilación mayor. Así, para los países de la OCDE en el año 2010, se estimaba que una mujer de 65 años podría vivir unos 16,8 años adicionales, mientras que un hombre de su misma edad solo 11,1 años (OCDE, 2011).
- b) Tienen un menor nivel de ingresos (FOLBRE *et al.*, 2005). En el entorno de la OCDE (2008), es menos probable que las mujeres tengan un trabajo retribuido frente a los hombres en un 20%. Además, ellas ganan, de media, un 17% menos.
- c) Tienen vidas laborales más cortas debido a las responsabilidades familiares que, generalmente, asumen (SHAW *et al.*, 2005). Esto se ve agravado al considerar que, en tiempos recientes, varios países europeos han alargado el periodo mínimo de cotización necesario para obtener una prestación. Por tanto, incrementar los periodos de cotización tiene *a priori* un efecto negativo sobre las mujeres (JEFFERSON, 2009).
- d) Si la mujeres son más adversas al riesgo que los hombres (HINZ *et al.*, 1996; VAN-DERHEI y OLSEN, 2000; DWYER *et al.*, 2002; DÍAZ-SERRANO y O'NEILL, 2004; DOHMEN *et al.*, 2005), la transición a planes de pensiones donde el individuo gestiona directamente las inversiones incrementará las disparidades en los ingresos disponibles para la jubilación entre hombres y mujeres.

En suma, el objetivo de esta investigación es analizar en el contexto europeo las diferencias de género que pueden existir tanto en la propensión como en los factores determinantes de la decisión de ahorrar para la jubilación. Para ello, en primer lugar, analizamos qué características sociodemográficas de los individuos son determinantes en esta decisión prestando especial atención al género. En segundo lugar, estudiamos si los hombres y mujeres europeos se ven impulsados por los mismos determinantes en su decisión de ahorro para la jubilación. En tercer y último lugar, analizamos si las diferencias en este comportamiento ahorrador pueden ser explicadas por factores propios de los países considerados en el trabajo, a saber, Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Polonia, Suecia, Reino Unido y España.

Este trabajo permite comprender mejor la actitud ahorradora de las mujeres europeas hacia la jubilación lo que, a nuestro juicio, es relevante por tres razones fundamentales. Primero, el impacto de las tendencias actuales en esperanza de vida y empleo sobre los ingresos de las mujeres en la jubilación ha recibido una menor atención a pesar de que estas representan la mayoría del colectivo que forman los jubilados. Segundo, las recientes reformas en los sistemas públicos de pensiones y la primacía creciente de los planes de aportación definida están incrementando la «confianza» de las instituciones en el esfuerzo ahorrador del individuo y en sus decisiones de inversión. Sin embargo, en el contexto financiero actual estrategias inadecuadas del individuo pueden generar mermas significativas de sus ahorros para la jubilación.

Finalmente, la mayoría de estudios existentes se han centrado en Estados Unidos (BADUNENKO *et al.*, 2009; JEFFERSON, 2009). Esta investigación complementa así la evidencia disponible aportando resultados para Europa que, además, presenta diferencias institucionales importantes.

En este sentido, la mayor parte de los países europeos se han caracterizado por una corta tradición en los sistemas individuales de jubilación (planes de pensiones privados) y mayor uso y confianza en los sistemas públicos de pensiones. Como consecuencia, los mercados de pensiones no se encuentran suficientemente desarrollados en algunos de ellos, lo que aporta un interés adicional a este trabajo.

## 2. MARCO TEÓRICO: REVISIÓN DE LA LITERATURA

La investigación sobre la relación existente entre la decisión de ahorrar para la jubilación y las características demográficas y socioeconómicas de los individuos ha recibido una atención importante en la literatura académica. En general, la evidencia empírica muestra que esta decisión está positivamente relacionada con el nivel de ingresos (BROWNING y LUSARDI, 1996; MORENO-BADÍA, 2006; HUBERMAN *et al.*, 2007), el estatus laboral (SUNDÉN y SURETTE, 1998), la edad (MALROUTU y XIAO, 1995; DEVANEY y CHIREMBA, 2005; HUBERMAN *et al.*, 2007; JOHANNISSON, 2008) y el capital humano (LI *et al.*, 1996; SEONG-LIM *et al.*, 2000; LUSARDI y MITCHELL, 2007; LUSARDI y MITCHELL, 2011).

Otro resultado común es que la composición de la unidad familiar desempeña un papel clave en la decisión de ahorro para la jubilación. La fase del ciclo de vida en la que se encuentra la familia se relaciona con el ahorro (SEONG-LIM *et al.*, 2000). Desde este enfoque, los hogares alcanzan su mayor capacidad de ahorro cuando los niños han crecido y las hipotecas se han amortizado, liberando recursos para la jubilación (MALROUTU y XIAO, 1995). LUSARDI (2001) y SEONG-LIM *et al.* (2000) encuentran que los hogares con hijos a su cargo son menos propensos al ahorro. Asimismo, se ha encontrado evidencia de que las personas solteras y casadas difieren en este comportamiento ahorrador (JOHANNISSON, 2008). De acuerdo con LI *et al.* (1996), es más probable que los individuos casados estén preocupados por la estabilidad financiera de la familia y, por tanto, que ahorren para la jubilación. LUSARDI (2001) muestra que los individuos que no se preocupan por planificar su jubilación tienden a estar solteros.

Aunque la literatura también ha analizado las diferencias de género en la toma de decisiones de inversión y asunción de riesgos (GERRANS y MURPHY, 2004; JOHANNISSON, 2008), no existen resultados concluyentes respecto a los determinantes de las diferencias de género en el comportamiento financiero de los individuos (HATCH, 1992). Ello puede estar motivado por las diferencias de género que existen en algunas de las características previamente señaladas, esto es, nivel de ingresos, estatus laboral, edad, capital humano y estado civil, así como por la hipótesis de que las mujeres son por naturaleza más adversas al riesgo que los hombres.

Respecto a la edad, JELINEK y SCHNEIDER (1998) y HUBERMAN *et al.* (2007) sugieren que las mujeres tienen mayor preferencia por el ahorro debido a su mayor esperanza de vida. Así, su mayor longevidad implica que, incluso siguiendo la misma estrategia de inversión y ahorro para la jubilación que los hombres, la riqueza acumulada con este propósito debe financiar un mayor periodo

de tiempo (BAJTELSMIT *et al.*, 1999). De hecho, la mayor tasa de pobreza que existe entre las ancianas de gran parte de los países<sup>1</sup> de la OCDE es parcialmente explicada por el efecto de la edad, que les afecta en mayor medida que a los hombres dado que, en media, viven más (OCDE, 2009).

BAJTELSMIT y BERNASEK (1996) establecen que las mujeres tienen un menor interés en recopilar y procesar información financiera. Como consecuencia, también pueden tener menos confianza en sus decisiones financieras y mostrar una menor motivación hacia su formación en cuestiones económicas. Otros estudios también muestran que la falta de conocimientos financieros es particularmente acusada en las mujeres de Estados Unidos (LUSARDI y MITCHELL, 2007 y 2011), de Países Bajos (ALESSIE *et al.* 2011), de Italia (FORNERO y MONTICONE, 2011), de Alemania (BUCHER-KOENEN y LUSARDI, 2011), de Suecia (ALMENBERG y SÄVE-SÖDERBERGH, 2011), y de Australia y Nueva Zelanda (ANZ Banking Group, 2005).

Existe una evidencia empírica sustancial que muestra que las mujeres tienen menor nivel de ingresos a lo largo de su vida y ganan menos que los hombres (DWYER *et al.*, 2002; DEERE y DOSS, 2006). En décadas recientes, se ha constatado un notable incremento en las tasas de participación femenina en el mercado laboral y una considerable reducción en las diferencias salariales respecto a los hombres. Sin embargo, a pesar de estos avances, existen todavía importantes divergencias en la retribución entre hombres y mujeres, incluso atendiendo a individuos con igual experiencia laboral y nivel educativo (OCDE, 2008). En consecuencia, cabe esperar que las mujeres tengan menores recursos disponibles para su jubilación.

Además, es más probable que las mujeres tengan trabajos temporales y/o a tiempo parcial. En esta clase de trabajos, especialmente en Estados Unidos, los individuos que desean un seguro médico o de vida deben contratarlos y pagarlos por su cuenta, reduciendo los recursos disponibles para el ahorro y la inversión (BAJTELSMIT y BERNASEK, 1996; DEERE y DOSS, 2006). De hecho, SHAW y HILL (2002) y JEFFERSON (2009) encuentran que la razón más común de una menor tasa de participación femenina en planes de pensiones empresariales en Estados Unidos está relacionada con su contratación a tiempo parcial.

Sin embargo, el menor nivel de ingresos y la temporalidad laboral pueden también tener el efecto contrario en la decisión de ahorrar para la jubilación de las mujeres. Así, dado que los sistemas públicos y los planes de pensiones empresariales están basados en los ingresos obtenidos durante la vida laboral, las mujeres, conscientes de que percibirán menores rentas cuando se retiren, pueden ahorrar a nivel particular en mayor medida que los hombres para compensar este efecto negativo (véase JOHANNISSON, 2008, para el caso sueco).

Otro resultado común en la literatura empírica es que las decisiones de inversión, especialmente con el objetivo de financiar la jubilación, están determinadas por una combinación de género y estado civil más que por género *per se* (JIANAKOPOLOS y BERNASEK, 1998; SUNDÉN y SURETTE, 1998; GERRANS y MURPHY, 2004; JOHANNISSON, 2008). Así, en Estados Unidos, BA-

---

<sup>1</sup> En media, las ancianas tiene una tasa de pobreza aproximada del 15% frente al 10% que tienen los ancianos.

JTELSMIT (1999) y PAPKE (2003) encontraron, respectivamente, que las mujeres solteras son más propensas a mantener una mayor ratio de inversión en activos con riesgo y a participar en planes de pensiones de contribución definida. Por el contrario, JIANKOPOLOS y BERNASEK (1998), SUNDÉN y SURETTE (1998) y BAJTELSMIT *et al.* (1999) muestran que la riqueza que las mujeres solteras mantienen en activos de riesgo es menor que la invertida por hombres solteros y matrimonios. BAJTELSMIT *et al.* (1999) también presentan evidencia de que un incremento en el número de hijos incrementa la inversión en planes de pensiones de contribución definida, tanto para hombres como para mujeres, aunque para estas en menor proporción.

Finalmente, el estereotipo de que las mujeres son más adversas al riesgo que los hombres en sus decisiones de inversión está muy extendido. Sin embargo, la evidencia existente al respecto es insuficiente para confirmar con rotundidad tal planteamiento. Algunos estudios predicen que, manteniendo todo lo demás constante, no existen diferencias entre hombres y mujeres en su tendencia a invertir en activos de riesgo (SCHUBERT *et al.*, 1999; PAPKE, 2003; BADUNENKO *et al.*, 2009). Además, HUBERMAN *et al.* (2007) encuentran que las mujeres representan el perfil inversor más agresivo en los planes 401 (k). Ahora bien, la literatura que afirma que las mujeres son menos propensas a la asunción de riesgos frente a los hombres (HINZ *et al.*, 1996; VANDERHEI y OLSEN, 2000; DWYER *et al.*, 2002; DÍAZ-SERRANO y O'NEILL, 2004; DOHMEN *et al.*, 2005) excede ampliamente a estos estudios. Esta mayor aversión al riesgo por parte de las mujeres puede tener efectos opuestos en el ahorro para la jubilación. Por una parte, las mujeres tienden a ahorrar para la jubilación tanto como le resulta posible. Por otra, si las mujeres son inversores más conservadores que los hombres, su participación en planes de pensiones en los cuales el individuo decide en qué activos invertir puede tener efectos dañinos para mantener un nivel adecuado de ingresos durante su jubilación, dado que tenderán a invertir en activos con bajo riesgo y, por tanto, bajo nivel de rendimiento (WANG, 1994). Consecuentemente, cabe esperar que las mujeres se jubilen con un menor nivel de riqueza que los hombres (BAJTELSMIT *et al.*, 1999).

En suma, no existe todavía un consenso sobre el rol del género en el comportamiento ahorrador para la jubilación. Mientras la mayor longevidad femenina debería provocar que las mujeres ahorrasen más para su jubilación, su menor cultura financiera puede provocar el efecto opuesto. Además, las diferencias de género con respecto al nivel de ingresos, estatus laboral y asunción de riesgos en la inversión tendrían un efecto positivo sobre la decisión de ahorro por parte de las mujeres, mientras que el efecto es negativo sobre la riqueza de la que dispondrán en esta etapa de retiro. Finalmente, la evidencia existente sobre la influencia del estado civil y el género es contradictoria.

La tabla 1 resume algunos de los estudios que han analizado las diferencias de género focalizándose en la decisión de ahorro para la jubilación. La mayoría se centran en Estados Unidos mostrando que la edad, el nivel educativo, el nivel de ingresos y el estatus laboral influyen positivamente en la referida decisión. Por el contrario, solo la edad y el nivel de ingresos son determinantes significativos en los trabajos centrados en el contexto europeo. Tal y como se expuso en el epígrafe de introducción, esta investigación contribuye a aportar mayor evidencia sobre la escasez de variables significativas en el contexto europeo gracias al tamaño y las características de la muestra de estudio, que incluye individuos de ocho países de la Unión Europea.

Tabla 1. Investigación empírica sobre el ahorro para la jubilación relacionada con el género

Autores	País: unidad de análisis - Fuente (año)	Variable dependiente (Modelo)	Edad	Educ.	Soltero	N.º niños	Ingresos	Estatus laboral	Mujer
SUNDÉN y SURETTE (1998)	EE. UU.: 6.197 trabajadores (SCF 1992 y 1995) <sup>(1)</sup>	Contribuir a un plan de pensiones de aportación definida (Modelo Probit)	+	+	Mujer casada -	+			+
BAJTELSMIT, BERNASEK y JIANKOPOLOS (1999)	EE. UU.: 3.143 hogares (SCF 1989) <sup>(1)</sup>	Proporción de riqueza mantenida en planes de pensiones de aportación definida (modelo en dos etapas de Heckman)	+	+	+	+			
PAPKE (2003)	EE. UU.: 1.961 hogares con sustentador principal con edad en el intervalo 51-61 (Health and Retirement Study 1992)	Aportación a un plan aportación definida (1 o 0) (Modelo de probabilidad lineal)		+	Mujer soltera +		+		
DEVANEY y CHIREMBA (2005)	EE. UU.: 33.428 hogares donde el sustentador principal y/o su cónyuge estuviera prejubilado (SCF 2001)	Mantenimiento de una cuenta para la jubilación (1 o 0) (Modelo Logit)	Intervalo edad +	+	-			Por cuenta propia -	
HUBERMAN, IYENGARY y JIANG (2007)	EE. UU.: 793.794 trabajadores que participan en planes de pensiones de aportación definida (Vanguard Group 2001)	Aportación a un plan de pensiones de aportación definida (1 o 0) (Modelo Probit)	+/-				+	Posesión +/-	+
JELINEK y SCHNEIDER (1998) <sup>(2)</sup>	República Checa: 1.151 individuos con edad igual o superior a 18 años (Encuesta realizada por los autores)	Ahorro en un fondo de pensiones privado (modelo de probabilidad lineal)	+						+
JOHANNISSON (2008) <sup>(2)</sup>	Suecia: 130.820 prejubilados (Longitudinal Income Data 2002)	Decisión de ahorrar en un plan de pensiones (1 o 0) (Modelo Tobit)	+/-				Bajo -		+

(1) Survey of Consumer and Finance.

(2) Investigación basada en datos europeos.

### 3. METODOLOGÍA: VARIABLES Y MODELO ECONOMÉTRICO

La información utilizada para esta investigación procede del estudio *The EU market for consumer long term retail savings vehicles. Comparative analysis of products, market structure, costs, distribution systems and consumer saving patterns*, patrocinado por la Comisión Europea y realizado por BME Consulting. La recogida de información fue llevada a cabo en 2007 a través de entrevistas telefónicas con un cuestionario estructurado y en ocho países europeos: Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Polonia, España, Suecia y Reino Unido. Estas ocho economías representan prácticamente el 90% de los activos financieros de los hogares en la Unión Europea. Mientras Reino Unido, Francia, Alemania e Italia son los cuatro principales miembros de la Unión Europea, Países Bajos, Suecia y Polonia fueron seleccionados para representar a grupos de países con un alto grado de homogeneidad cultural, política y/o institucional, a saber, los países del BENE-LUX, Escandinavia y las economías en transición de Europa del Este (Comisión Europea, 2007).

El trabajo de campo realizado proporciona información sobre la gama de productos financieros que los individuos poseen, sus actitudes hacia los intermediarios financieros, sus razones para ahorrar, así como información socio-demográfica.

Como se puede observar en la tabla 2, el universo de la presente investigación está formado por individuos de edad comprendida entre los 18 y 65 años. Una muestra de 8.044 individuos fue seleccionada como representativa del conjunto de inversores en los ocho países citados. 2.008 observaciones fueron eliminadas del análisis debido a la no disponibilidad de datos sobre los ingresos netos mensuales del hogar al que pertenece el individuo.

Tabla 2. Ficha técnica de la investigación

<b>Recogida de información</b>	Entrevistas telefónicas (CATI) utilizando un cuestionario estructurado.
<b>Fechas de recogida información</b>	Desde julio de 2007 hasta agosto de 2007.
<b>Tamaño muestral</b>	8.044 entrevistas. La distribución de la muestra es: Francia (1.002), Alemania (1.011), Italia (1.001), Países Bajos (1.002), Polonia (1.010), España (1.000), Suecia (1.018) y Reino Unido (1.000).
<b>Universo</b>	Individuos de edad entre los 18 y 65 años.
<b>Selección de la muestra</b>	Muestreo en varias etapas. En la primera fase, se considera a los hogares como la unidad del muestreo, mientras que en la segunda fase son los individuos quienes representan la unidad de análisis.
<b>Error muestral</b>	El error muestral para el conjunto de la muestra es $\pm 1,1\%$ para un nivel de confianza del 95,5% y asumiendo un $p = q = 0,5$ .

La variable dependiente es una dicotómica (*JUBIL*) construida a partir de dos variables originales del cuestionario:

1. La razón principal de ahorro. La decisión de ahorrar para la jubilación fue testada preguntando: «¿Para qué ahorra/ahorraría?: jubilación, hogar, consumo, vacaciones, contingencias, propósitos particulares como la adquisición de un coche, para la familia, planificación de la asistencia médica a largo plazo, eventos especiales, no específica razón y todas las anteriores». Los resultados muestran que solo 1.031 individuos respondieron que ahorran o ahorrarían para la jubilación como primera opción.
2. La posesión de un plan de pensiones. Al añadir otros individuos que tienen planes de pensiones, estamos incluyendo otros ahorradores que comparten el mismo objetivo: la disponibilidad de recursos para la jubilación. A modo de ejemplo, incorporaríamos individuos jóvenes que probablemente no mencionaron la jubilación como la primera razón de su ahorro, aunque ya están destinando parte de sus ingresos a tal propósito. De hecho, encontramos que 1.172 individuos tienen planes de pensiones aunque no hayan mencionado la jubilación como la principal motivación de su ahorro.

De este modo, la variable dependiente toma el valor 1 si los encuestados respondieron que ahorran/ahorrarían para la jubilación como primera opción o si tenían planes de pensiones, y 0 en caso contrario. En nuestra opinión, tener en cuenta ambos aspectos permite la construcción de una medida más aproximada de los individuos que han decidido ahorrar para su jubilación.

Como variables independientes hemos seleccionado un número de factores que presumiblemente influirán en la decisión individual, de acuerdo con la literatura académica previa. Así, para contrastar la hipótesis del ciclo de vida respecto a los ahorros hemos considerado tanto la edad del individuo (*Edad*) como la edad al cuadrado para capturar posibles relaciones no lineales (*Edad*<sup>2</sup>). Ambas variables son continuas.

La educación formal se mide usando tres variables dicotómicas que dependen del nivel de estudios del encuestado, variando desde los estudios primarios hasta los universitarios (*Prim, Sec, Univ*).

La cultura financiera fue testada a través de la pregunta: «*Productos de ahorro: ¿cuál le resulta familiar? (depósitos bancarios, bonos y deuda pública, acciones, fondos de inversión colectiva, fondos de pensiones y seguros)*». Por tanto, se incluyeron en el cuestionario seis productos financieros que resultaran familiares para los individuos. En el análisis se ha utilizado una transformación logarítmica de esta variable como proxy de la cultura financiera (*Cult\_financ*). Asimismo, se ha utilizado una variable dicotómica que toma el valor 1 si el encuestado conoce al menos cuatro productos (alta cultura financiera) y 0 en caso contrario (baja cultura financie-

ra). Los resultados obtenidos y recogidos en un epígrafe posterior no varían sustancialmente al considerar esta variable binaria, de ahí que no se reflejen en el texto.

Para medir el tamaño de la unidad familiar hemos utilizado el número de miembros de la familia (*Tamfam*), y una variable dicotómica con el valor 1 si los individuos pertenecen a un hogar con un solo miembro (*I\_hogar*). No obstante, debe matizarse que, de acuerdo con la información disponible, no podemos controlar la posible emancipación de hijos que componen la unidad familiar.

Los ingresos del hogar fueron obtenidos a través de la pregunta: «¿Cuáles eran los ingresos netos mensuales del hogar (euros)? 1. Menos de 600; 2. 600 - 900; 3. 900 - 1.500; 4. 1.500 - 3.000; 5. Más de 3.000». A partir de la respuesta del individuo, dividimos la media del intervalo de ingresos de su hogar entre los ingresos medios de un hogar en su país<sup>2</sup>. De este modo buscamos compensar el hecho de que el nivel de ingresos de algunos países es inferior al de otros. Por tanto, la variable resultante indica en qué medida los ingresos del hogar del individuo se sitúan por encima o por debajo de la media de su país. En el análisis empírico se utilizó una transformación logarítmica de esta variable. Alternativamente, también construimos otra medida de los ingresos a partir de tres variables dicotómicas que los categorizaban desde menos de 1.500 euros mensuales netos hasta más de 3.000 euros. Dado que esta medida no alteraba de modo sustancial nuestros resultados, optamos por utilizar las variables continuas previamente definidas.

*Alta\_cualif*, *Media\_cualif* y *No\_cualif* son las variables dicotómicas utilizadas para indicar las tres categorías del estatus laboral del individuo en función de su grado de cualificación, alto, medio o nulo, respectivamente. Estas variables fueron construidas a partir de la profesión que tenía el individuo entrevistado. En particular, existían seis posibles respuestas:

1. Profesional independiente (abogado, arquitecto, médico, etc.).
2. Empresario, directivo, gerente, etc.
3. Ejecutivo (director de departamento, maestra, enfermera, etc.).
4. Otros trabajos cualificados (comercial, técnico, etc.).
5. Trabajos no cualificados.
6. Trabajador por cuenta propia (comerciante, camionero, etc.).

La variable *Alta\_cualif* incluye las respuestas 1-3, *Media\_cualif* incluye únicamente la respuesta 4 y *No\_cualif* incluye las respuestas 5-6.

<sup>2</sup> Dato corregido por los estándares de poder adquisitivo y extraído del European Community Household Panel 2006, último año disponible.

*Mujer* es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el encuestado es una mujer.

Finalmente, se introdujeron ocho variables dicotómicas en relación con los países que forman la muestra de estudio (Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Polonia, España, Suecia y Reino Unido). La variable dicotómica *Francia*, por ejemplo, toma el valor 1 para aquel país y 0 para todos los demás.

El modelo que estimamos pretende determinar las variables significativas en la decisión del individuo de ahorrar para su jubilación. Hemos optado por la estimación de un modelo probit binomial, al igual que autores como HUBERMAN *et al.* (2007), DOHMEN *et al.* (2005), DÍAZ-SERRANO y O'NEILL (2004), MALROUTO y XIAO (1995), LI *et al.* (1996), y SUNDÉN y SURETTE (1998). Los modelos probit establecen una relación no lineal entre la variable dependiente dicotómica y un conjunto de variables independientes. En concreto, se propuso la estimación del siguiente modelo:

$$\begin{aligned} \text{Probabilidad } (Y_i = 1) = \phi & \left( \beta_0 + \beta_1 \times \text{edad} + \beta_2 \times \text{edad}^2 + \beta_3 \times \text{univ} \right. \\ & + \beta_4 \times \text{sec} + \beta_5 \times \text{cult\_financ} + \beta_6 \times \text{tanfam} \\ & + \beta_7 \times \text{vivir\_solo} + \beta_8 \times \text{ingresos} + \beta_9 \times \text{alta\_cualif} \times \text{no\_cualif} \\ & \left. + \beta_{10} \times \text{media\_cualif} + \beta_{11} + \beta_{12} \times \text{mujer} + \sum_{i=13}^{i=19} \times \text{pais} \right) \end{aligned}$$

La variable dependiente ( $Y_i$ ) cuantifica la probabilidad de ahorro para la jubilación por parte del individuo,  $i$  es el índice que representa al individuo y  $\phi$  denota la función de distribución estándar normal.

El modelo incluye siete variables dicotómicas relativas a siete de los países analizados con el objetivo de capturar la idiosincrasia cultural y los factores institucionales de cada uno (Francia, Alemania, Italia, Polonia, España, Suecia y Reino Unido), esto es, aspectos compartidos por los individuos de un mismo país que afectan a la decisión de ahorrar para la jubilación. Por tanto, estas variables representan la propensión que existe hacia este tipo de ahorro en cada país una vez que se han considerado factores propios del individuo como son el nivel educativo, el género, la edad, el estatus laboral y la cultura financiera. La variable dicotómica relativa a Países Bajos ha sido omitida para evitar un problema de multicolinealidad perfecta, de forma que estos factores institucionales deben ser interpretados en relación con Países Bajos.

La tabla 3 sintetiza todas las variables independientes (o explicativas) utilizadas en el estudio empírico, indicando el signo esperado en su relación con la variable dependiente (*JUBIL*) y su medición.

Tabla 3. Variables independientes: medición y signo previsto

Variable independiente		Signo previsto	Medición
Edad	Edad	+	Edad del encuestado
	Edad <sup>2</sup>	-	Edad del encuestado al cuadrado
Educación formal	Univ	+	Sí o no el encuestado tiene estudios universitarios (1 o 0)
	Sec	+	... estudios secundarios (1 o 0)
	Prim	Grupo de referencia	... estudios primarios (1 o 0)
Cultura financiera	Cult_financ	+	Sí o no el encuestado manifiesta conocer al menos cuatro de los siguientes productos financieros: depósitos bancarios, bonos y deuda pública, acciones, fondos de inversión colectiva, fondos de pensiones y seguros (1 o 0)
Tamaño unidad familiar	Tamfam	-	Número de miembros que viven en el hogar
	1_hogar	-	Sí o no el encuestado vive solo (1 o 0)
Ingresos	Ingresos	+	Ingresos netos mensuales del hogar del individuo / Ingresos netos mensuales medios de los hogares del país del encuestado
Estatus laboral	Alt_cualif	+	Sí o no el encuestado tiene una cualificación laboral alta (1 o 0)
	Media_cualif	+	... White collar (1 o 0)
	No_cualif	Grupo de referencia	... Blue collar (1 o 0)
Género	Mujer	?	Sí o no el encuestado es una mujer (1 o 0)
País	Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Polonia, España, Suecia y Reino Unido	Grupo de referencia: Países Bajos	Sí o no el encuestado es francés, alemán, italiano, alemán, polaco, español, sueco o británico (1 o 0).

Se han estimado diferentes modelos empíricos para la muestra completa (modelos globales) considerando el género y el resto de variables independientes antes descritas. A continuación, para explorar con mayor profundidad el rol del género en esta decisión de ahorro, se siguieron dos estrategias alternativas. En primer lugar, considerando la muestra completa se estimó un modelo global adicional interactuando cada variable con la variable *Mujer*. En segundo lugar, dividimos la muestra completa en función del género y estimamos los modelos separadamente para hombres y para mujeres (modelos de género). Ambos modelos, globales y de género, son comentados conjuntamente. Finalmente, analizamos si las diferencias en el ahorro pueden ser explicadas por factores propios del país, para lo cual dividimos la muestra completa por país y repetimos la estimación de los modelos planteados.

Las características de los individuos que conforman la muestra de estudio, considerando y excluyendo las observaciones eliminadas, fue comparada sin obtener diferencias significativas en su distribución por género, edad, nivel de educación, estatus laboral, estado civil y país<sup>3</sup>.

Por su parte, los estadísticos descriptivos de todas las variables incluidas en el análisis empírico son reflejados en la tabla 4. La muestra final está formada por 6.036 individuos, la mayoría mujeres (52,1%), con una edad media de 40,2 años y que disponen en su hogar de unos ingresos mensuales netos superiores a la media de su país (1,77). Con respecto a su nivel de educación, un 2,8% ha finalizado sus estudios primarios, un 57,4% completó estudios secundarios y un 37,7% tiene estudios universitarios. Los individuos están familiarizados con el 71% de la lista de seis productos de ahorro presentados en el cuestionario. Asimismo, un 18,8% viven solos y el tamaño medio de la unidad familiar es 2,74 miembros. Con respecto al estatus laboral, la mayoría de los individuos (38,9%) son trabajadores de alta cualificación.

Tabla 4. Comparación de medias, muestra completa y muestra con observaciones excluidas en el análisis empírico

Variable	Muestra completa	Análisis muestral <sup>(1)</sup>	SUNDÉN y SURETTE (1998)	JELLINECK y SCHNEIDER (1998)
	Europa	Europa	EE. UU.	República Checa
Obsv.	8,044	6,036	6,197	1,151
Mujer	54,94 %	52,11 %	43,30 %	
JUBIL	35,52 %	36,50 %		
				.../...

<sup>3</sup> Teniendo en cuenta las observaciones eliminadas, volvimos a estimar algunos de los modelos probit y encontramos que los principales resultados se mantenían.

Variable	Muestra completa	Análisis muestral <sup>(1)</sup>	SUNDÉN y SURETTE (1998)	JELLINECK y SCHNEIDER (1998)
.../...				
Edad	39,82	40,2	42,28	44
Univ	36,75 %	37,70 %	48,50 %	12 %
Sec	55,78 %	57,40 %		70 %
Prim	3,18 %	2,80 %		18 %
Cult_financ	73 %	71,38 %		
Tamfam	2,79	2,74		
1_hogar	17,54 %	18,80 %	18,3 %	22 %
Ingresos	1,33	1,77		
Alta_cualif	37,33 %	38,90 %		
Media_cualif	27,39 %	28,80 %		
No_cualif	18,86 %	19,40 %		
España	12,43 % (Obs = 1,000)	11,56 % (Obs = 698)		
Francia	12,46 % (Obs = 1,002)	13,27 % (Obs = 801)		
Italia	12,44 % (Obs = 1,001)	12,49 % (Obs = 754)		
Reino Unido	12,43 % (Obs = 1,000)	12,62 % (Obs = 762)		
Alemania	12,57 % (Obs = 1,011)	13,45 % (Obs = 812)		
Suecia	12,66 % (Obs = 1,018)	12,26 % (Obs = 740)		
Polonia	12,56 % (Obs = 1,010)	13,04 % (Obs = 787)		
Países Bajos	12,46 % (Obs = 1,002)	11,30 % (Obs = 682)		

<sup>(1)</sup> Excluye observaciones con valores perdidos para la variable ingresos. La tabla también incluye las medias de las muestras utilizadas en estudios mencionados en la tabla 1 que pueden ser comparados con la utilizada en este trabajo. La variable *Cult\_financ* muestra el porcentaje de los seis productos financieros con los que el entrevistado respondió que estaba familiarizado. La variable *Ingresos* aparece sin transformación logarítmica.

## 4. ANÁLISIS EMPÍRICO

### 4.1. EFECTO DEL GÉNERO EN EUROPA

La tabla 5 presenta el análisis de comparación de medias entre las dos submuestras creadas en función del género. Las variables con diferencias en medias estadísticamente significativas son la jubilación, la edad y aquellas relacionadas con el nivel educativo y el estatus laboral del individuo. Por tanto, teniendo en cuenta los estadísticos descriptivos por género podemos afirmar que las mujeres de la muestra son más jóvenes y tienen un menor nivel de educación y estatus laboral respecto a los hombres. Además, la mujeres deciden ahorrar para la jubilación (34,3 %) en menor medida que los hombres (38,9 %).

Tabla 5. Análisis de diferencia de medias en función del género

	Hombres	Mujeres	Diferencias
Obsv.	2.891	3.145	
JUBIL	38,88 %	34,31 %	4,57 % <sup>(3)</sup>
Edad	42,11	38,36	3,75 <sup>(3)</sup>
Edad <sup>2</sup>	1.960,15	1.636,54	
Univ	39,99 %	35,55 %	4,44 % <sup>(3)</sup>
Sec	55,59 %	59,11 %	- 3,52 % <sup>(2)</sup>
Prim	2,63 %	3,02 %	- 0,39 %
Cult_financ	73 %	70 %	0,19 %
Tamfam	2,75	2,74	0,01
Soltero	19,54 %	18,16 %	1,38 %
Ingresos	1,79	1,75	0,04
Alta_cualif	40,40 %	37,62 %	2,78 % <sup>(1)</sup>
Media_cualif	26,57 %	30,81 %	- 4,24 % <sup>(3)</sup>
No_cualif	18,26 %	20,51 %	- 2,25 % <sup>(1)</sup>

Análisis estadístico de diferencia de medias entre hombres y mujeres (3), (2), (1) significativos al 0,001, 0,01 y 0,05, respectivamente. La variable *Cult\_financ* muestra el porcentaje de los seis productos financieros con los que el entrevistado respondió que estaba familiarizado. La variable *Ingresos* aparece sin transformación logarítmica.

La variable *Cult\_financ* muestra el porcentaje de los seis productos financieros con los que el entrevistado respondió que estaba familiarizado. La variable *Ingresos* aparece sin transformación logarítmica.

En el año 2007, el 36,5 % de los entrevistados ahorraron para su jubilación. Aunque esta cifra es alta, existe un grupo significativo de europeos que no ahorra para este propósito. De hecho, este problema es especialmente importante entre el colectivo femenino.

Para analizar los determinantes de la decisión de ahorro para la jubilación de los europeos, se han estimado ocho modelos empíricos (tabla 6). Partiendo de un modelo que incluía todas las variables independientes establecidas en el epígrafe previo (modelo 1), se fueron introduciendo diferentes combinaciones que pretendían reducir potenciales problemas de multicolinealidad, dada la alta correlación existente entre las variables representativas del tamaño familiar (*Tamfam* y *I\_hogar*) y la cultura financiera (*Cult\_financ*) con el nivel educativo (*Univ, Sec*).

Como se recoge en la tabla 6, un grupo de variables resultaron significativas en todos los modelos estimados (*Mujer, Edad, Edad<sup>2</sup>, Ingresos, Alta\_cualif, Media\_cualif*). Por el contrario, la educación formal (*Univ, Sec*), el tamaño de la unidad familiar (*Tamfam*) y la cultura financiera (*Cult\_financ*) no resultaron significativas.

Para comparar los modelos probit estimados utilizamos medidas comunes de la bondad del ajuste lo que nos llevó a escoger el modelo 8 como aquel con mayor capacidad explicativa. Por tanto, la decisión de ahorro para la jubilación está, por una parte, positivamente relacionada con la edad (*Edad*), el nivel de ingresos del hogar (*Ingresos*), el hecho de vivir solo (*I\_hogar*) y el estatus laboral (*Alta\_cualif, Media\_cualif*), y, por otra, negativamente relacionado con la edad al cuadrado (*Edad<sup>2</sup>*) y la condición de mujer (*Mujer*).

En definitiva, los resultados muestran que las mujeres presentan una menor probabilidad de ahorrar para la jubilación que los hombres. Estos resultados son consistentes con aquellos obtenidos por DÍAZ-SERRANO y O'NEILL (2004), DOHMEN *et al.* (2005) y BADUNENKO *et al.* (2009) para Europa, y MALROUTU y XIAO (1995), VANDERHEI y OLSEN (2000) y DWYER *et al.* (2002) para Estados Unidos. Estos autores encontraron una relación negativa entre el género femenino y el ahorro para la jubilación. Por el contrario, nuestros resultados difieren de los encontrados por JELINEK y SCHNEIDER (1998), SUNDÉN y SURETTE (1998), HUBERMAN *et al.* (2007) y JOHANNISSON (2008). Ahora bien, estos dos últimos trabajos usaron una muestra de trabajadores en activo que tenían *a priori* un alto nivel de recursos disponibles para el ahorro.

Tabla 6. Efectos parciales medios

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Mujer	-0,028 <sup>(1)</sup> (0,012)	-0,028 <sup>(1)</sup> (0,012)	-0,029 <sup>(1)</sup> (0,012)	-0,029 <sup>(1)</sup> (0,012)	-0,028 <sup>(1)</sup> (0,012)	-0,027 <sup>(1)</sup> (0,012)	-0,036 <sup>(2)</sup> (0,012)	-0,029 <sup>(1)</sup> (0,012)	-0,012 (0,138)
									.../...

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
.../...									
1_hogar	0,013 (0,019)	0,031 <sup>(1)</sup> (0,016)	0,013 (0,019)	0,015 (0,019)	0,033 <sup>(1)</sup> (0,016)	0,014 (0,02)	0,007 (0,015)	0,034 <sup>(1)</sup> (0,016)	0,01 (0,022)
Edad	0,042 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,041 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,042 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,041 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,041 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,043 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,043 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,041 <sup>(3)</sup> (0,003)	0,044 <sup>(3)</sup> (0,005)
Edad <sup>2</sup>	-0,000 <sup>(3)</sup> (0)								
Univ	0,05 (0,031)	0,053 (0,031)		0,046 (0,03)		0,079 <sup>(2)</sup> (0,03)			
Sec	0,045 (0,029)	0,047 (0,029)		0,042 (0,029)		0,061 <sup>(1)</sup> (0,028)			
Cult_financ	-0,004 (0,011)	-0,005 (0,011)	-0,004 (0,011)		-0,004 (0,011)	-0,003 (0,011)	-0,006 (0,011)		
Tamfam	-0,009 (0,006)		-0,009 (0,006)	-0,009 (0,006)		-0,009 (0,006)			
Ingresos	0,084 <sup>(3)</sup> (0,013)	0,084 <sup>(3)</sup> (0,013)	0,085 <sup>(3)</sup> (0,013)	0,084 <sup>(3)</sup> (0,013)	0,085 <sup>(3)</sup> (0,013)	0,095 <sup>(3)</sup> (0,012)		0,085 <sup>(3)</sup> (0,013)	0,091 <sup>(3)</sup> (0,019)
Alta_cualif	0,060 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,060 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,065 <sup>(3)</sup> (0,015)	0,061 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,066 <sup>(3)</sup> (0,015)		0,095 <sup>(3)</sup> (0,014)	0,066 <sup>(3)</sup> (0,015)	0,059 <sup>(2)</sup> (0,021)
Media_cualif	0,055 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,057 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,059 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,055 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,061 <sup>(3)</sup> (0,016)		0,074 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,061 <sup>(3)</sup> (0,016)	0,066 <sup>(2)</sup> (0,023)
España	0,005 (0,025)	0,006 (0,025)	0,005 (0,025)	0,004 (0,025)	0,006 (0,025)	-0,001 (0,025)	0,037 (0,025)	0,004 (0,025)	-0,004 (0,036)
Francia	-0,088 <sup>(3)</sup> (0,023)	-0,087 <sup>(3)</sup> (0,023)	-0,088 <sup>(3)</sup> (0,023)	-0,090 <sup>(3)</sup> (0,023)	-0,087 <sup>(3)</sup> (0,023)	-0,092 <sup>(3)</sup> (0,023)	-0,070 <sup>(2)</sup> (0,023)	-0,089 <sup>(3)</sup> (0,023)	-0,096 <sup>(2)</sup> (0,032)
Italia	-0,068 <sup>(2)</sup> (0,024)	-0,070 <sup>(2)</sup> (0,024)	-0,068 <sup>(2)</sup> (0,023)	-0,070 <sup>(2)</sup> (0,024)	-0,070 <sup>(2)</sup> (0,023)	-0,075 <sup>(2)</sup> (0,024)	-0,060 <sup>(1)</sup> (0,024)	-0,072 <sup>(2)</sup> (0,023)	-0,057 (0,034)
Reino Unido	0,102 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,100 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,102 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,099 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,101 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,101 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,082 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,098 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,113 <sup>(2)</sup> (0,036)
Alemania	0,005 (0,024)	0,006 (0,024)	0,004 (0,024)	0,003 (0,024)	0,006 (0,024)	0 (0,024)	0,017 (0,024)	0,005 (0,024)	-0,015 (0,034)
Suecia	0,312 <sup>(3)</sup> (0,026)	0,312 <sup>(3)</sup> (0,026)	0,312 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,310 <sup>(3)</sup> (0,026)	0,313 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,303 <sup>(3)</sup> (0,026)	0,347 <sup>(3)</sup> (0,024)	0,310 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,301 <sup>(3)</sup> (0,037)
.../...									

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
.../...									
Polonia	0,074 <sup>(1)</sup> (0,031)	0,073 <sup>(1)</sup> (0,031)	0,075 <sup>(1)</sup> (0,031)	0,073 <sup>(1)</sup> (0,031)	0,074 <sup>(1)</sup> (0,031)	0,054 (0,03)	0,187 <sup>(3)</sup> (0,025)	0,072 <sup>(1)</sup> (0,031)	- 0,007 (0,043)
mujer_edad									- 0,003 (0,007)
mujer_edad <sup>2</sup>									0 (0)
fem_1_hogar									0,045 (0,032)
fem_ingre- sos									- 0,014 (0,026)
fem_alta_ cualif									0,014 (0,03)
fem_media_ cualif									- 0,011 (0,031)
fem_España									0,016 (0,05)
fem_Francia									0,014 (0,049)
fem_Italia									- 0,036 (0,048)
fem_Reino Unido									- 0,029 (0,046)
fem_Alema- nia									0,04 (0,048)
fem_Suecia									0,015 (0,049)
fem_Polonia									0,147 <sup>(1)</sup> (0,062)
Obsv.	6.019	6.019	6.019	6.036	6.019	6.019	6.019	6.036	6.036
Wald $\chi^2$	706,30 <sup>(3)</sup> (18)	706,05 <sup>(3)</sup> (17)	702,20 <sup>(3)</sup> (16)	707,11 <sup>(3)</sup> (17)	701,96 <sup>(3)</sup> (15)	686,97 <sup>(3)</sup> (16)	677,60 <sup>(3)</sup> (14)	703,04 <sup>(3)</sup> (14)	722,63 <sup>(3)</sup> (27)
R <sup>2</sup> <i>mcFadden</i>	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09	0,10	0,10
									.../...

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
.../...									
<i>Pseudolikelihood</i>	-3.572,38	-3.573,88	-3.573,71	-3.582,82	-3.575,36	-3.581,38	-3.597,93	-3.585,55	-3.575,41
<i>Akaïke</i>	1,19	1,19	1,19	1,19	1,20	1,20	1,20	1,20	1,19
<i>Hosmer–Lemeshow</i> $\chi^2$ (8 d.f.)	12,60	8,24	10,97	9,23	13,18	10,92	27,71 <sup>(3)</sup>	10,33	8,72
<p>La tabla muestra los efectos parciales medios. Como establece BARTUS (2005), los efectos parciales medios proporcionan una interpretación más realista de los resultados de la estimación y más consistentes que los efectos marginales en la media. El comando de Stata <i>margeff</i> fue utilizado para calcular los efectos parciales medios (3), (2), (1) significativos al 0,001, 0,01 y 0,05, respectivamente. Los errores estándar robustos están entre paréntesis, <i>d.f.</i> denota los grados de libertad.</p>									

Las estimaciones previas indican que el género afecta a la decisión de ahorro para la jubilación. Ahora bien, la variable *Mujer* puede no ser óptima para captar adecuadamente las diferencias de género. Para profundizar en este análisis seguimos dos estrategias alternativas. En primer lugar, estimamos el modelo 8 para la muestra completa interactuando cada variable con la variable dicotómica *Mujer* (véase tabla 4, modelo 9). Si el término de interacción es significativamente diferente de cero, podemos afirmar que el impacto de la variable difiere entre hombres y mujeres. En segundo lugar, volvemos a estimar el modelo 8 dividiendo la muestra en dos submuestras en función del género del entrevistado (tabla 7).

Tabla 7. Efectos parciales medios en función del género

	Mujer		Hombre	
	Efecto parcial medio	COEF	Efecto parcial medio	COEF
Soltero	0,054 <sup>(1)</sup> (0,022)	0,161 (0,066)	0,011 (0,023)	0,031 (0,066)
Edad	0,040 <sup>(3)</sup> (0,005)	0,123 (0,014)	0,045 <sup>(3)</sup> (0,005)	0,131 (0,014)
Edad <sup>2</sup>	-0,000 <sup>(3)</sup> (0)	-0,001 (0)	-0,000 <sup>(3)</sup> (0)	-0,001 (0)
Ingresos	0,076 <sup>(3)</sup> (0,017)	0,23 (0,052)	0,093 <sup>(3)</sup> (0,019)	0,272 (0,056)
.../...				

	Mujer		Hombre	
	Efecto parcial medio	COEF	Efecto parcial medio	COEF
.../...				
Alta_cualif	0,072 <sup>(3)</sup> (0,021)	0,215 (0,062)	0,060 <sup>(2)</sup> (0,021)	0,173 (0,062)
Media_cualif	0,054 <sup>(1)</sup> (0,021)	0,161 (0,064)	0,068 <sup>(2)</sup> (0,023)	0,194 (0,066)
España	0,012 (0,034)	0,035 (0,103)	-0,004 (0,036)	-0,013 (0,106)
Francia	-0,080 <sup>(2)</sup> (0,03)	-0,251 (0,1)	-0,098 <sup>(2)</sup> (0,034)	-0,294 (0,104)
Italia	-0,089 <sup>(2)</sup> (0,031)	-0,281 (0,103)	-0,059 (0,035)	-0,173 (0,105)
Reino Unido	0,082 <sup>(1)</sup> (0,033)	0,241 (0,095)	0,115 <sup>(2)</sup> (0,037)	0,328 (0,104)
Alemania	0,024 (0,032)	0,072 (0,095)	-0,015 (0,035)	-0,044 (0,102)
Suecia	0,316 <sup>(3)</sup> (0,035)	0,873 (0,099)	0,303 <sup>(3)</sup> (0,037)	0,828 (0,105)
Polonia	0,138 <sup>(2)</sup> (0,042)	0,401 <sup>ψ</sup> (0,121)	-0,007 (0,044)	-0,021 (0,128)
Obsv.	3.145	3.145	2.891	2.891
Wald $\chi^2$	386,70 <sup>(3)</sup> (13)		370,88 <sup>(3)</sup> (13)	
R <sup>2</sup> mcfadden	0,10		0,10	
Pseudolikelihood	- 1.829,07		- 1.746,34	
Akaike criterion	1,17		1,22	
Hosmer-Lemeshow $\chi^2$ (8 d.f.)	11,68		5,66	
Test Sasabuchi	5,27 <sup>(3)</sup>		6,73 <sup>(3)</sup>	
Punto extremo	47,35		46,39	
95 % Conf. Int. (Método Fieller)	[45,38; 50,28]		[44,08; 48,34]	

La tabla muestra los efectos parciales medios (3), (2), (1) significativos al 0,001, 0,01 y 0,05, respectivamente. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. d.f. denota los grados de libertad. Estimamos el punto extremo y su intervalo de confianza al 95 % utilizando el método Fieller y el test de Sasabuchi para relaciones no lineales. Ambos fueron calculados con el programa *u-test* de Stata diseñado por LIND y MEHLUM (2007).  $\psi$  denota que la variable es significativamente diferente del coeficiente estimado para los hombres con un nivel de significatividad del 10 % o más bajo.

El análisis realizado confirma la hipótesis del ahorro basada en el ciclo de vida tanto en los modelos globales como en los modelos por género. La edad está positivamente asociada con la decisión de ahorro para la jubilación; dado que los ingresos generalmente se incrementan con aquella, la acumulación de ahorro se incrementa con la aproximación de la edad a la jubilación. Además, las estimaciones muestran que la probabilidad de ahorro crece con la edad pero a una tasa decreciente, alcanzando su máximo en la década de los cuarenta tanto para hombres como para mujeres<sup>4</sup>. Estos resultados coinciden con los obtenidos por HUBERMAN *et al.* (2007), JOHANNISSON (2008) y BADUNENKO *et al.* (2009).

La variable *I\_hogar* es significativa en algunos de los modelos globales estimados, presentando una relación positiva con la decisión de ahorro para la jubilación. Si bien este efecto significativo no se repite al interactuar esta variable con la variable de género, lo encontramos de nuevo en los modelos estimados para la submuestra de mujeres; los efectos parciales medios muestran que la probabilidad de ahorro para la jubilación de una mujer que vive sola es 0,0054 mayor respecto a las que conviven con terceros. Este resultado está en línea con los obtenidos por BAJTELSMIT (1999), SUNDÉN y SURETTE (1998) y PAPKE (2003) para Estados Unidos. En nuestra opinión, ello podría ser explicado por el hecho de que la mujer que vive sola está más preocupada por la acumulación de fondos para financiar su retiro frente a aquellas que viven con otras personas y que, como consecuencia, confían más en los ingresos de la unidad familiar en su conjunto. En cualquier caso, nuestros resultados también confirman que es más adecuado analizar las posibles interacciones entre la variable *I\_hogar* y el género del individuo para obtener conclusiones más precisas.

Los ingresos mensuales netos de la economía doméstica a la cual pertenecen los entrevistados son significativos en los modelos globales y por género. Así, los efectos parciales medios muestran que un incremento del 1 % en la variable *Ingresos* incrementaría la probabilidad de ahorro para la jubilación en un 8,5 % (modelo 8). Ello coincide con las investigaciones de MALROUTU y XIAO (1995), SEONG-LIM *et al.* (2000), PAPKE (2003), JELINEK y SCHNEIDER (1998), HUBERMAN *et al.* (2007) y JOHANNISSON (2008).

También existe evidencia de que el estatus laboral está relacionado con la decisión de ahorro para la jubilación en los modelos estimados (globales y por género). Por ejemplo, los efectos parciales medios en el modelo 8 indican que la probabilidad de ahorros para el retiro en los trabajadores de alta o media cualificación es un 6 % mayor que en los que carecen de cualificación.

En suma, los determinantes de la decisión de ahorrar para la jubilación son prácticamente los mismos para los hombres y para las mujeres, con excepción de la variable *I\_hogar*. Finalmente, el país al cual pertenece el entrevistado también influye en esta decisión de ahorro. Así, cinco de las variables dicotómicas construidas para representar dichos países resultaron significativas (Francia, Italia, Polonia, Suecia y Reino Unido), confirmando que, además de las características de los individuos, los factores institucionales propios de cada país afectan a la actitud del inversor respecto a su jubilación. Por esto, a continuación, profundizamos en este análisis.

<sup>4</sup> LIND y MEHLUM (2007) muestran que la existencia de un coeficiente negativo significativo de una variable al cuadrado para determinar la concavidad en una relación empírica es demasiado débil y proponen un test para relaciones no lineales. En este trabajo, calculamos el test de Sasabuchi para detectar la posible existencia de relaciones no lineales.

## 4.2. EFECTO DEL GÉNERO POR PAÍS

Los ingresos para la jubilación han estado tradicionalmente formados por tres fuentes: las prestaciones de la Seguridad Social, los planes de pensiones de empresas y los ahorros constituidos por cada particular (OCDE, 1998; DEVANEY y CHIREMBA, 2005). Las políticas públicas han protagonizado en gran medida estos «tres pilares» de los recursos disponibles para la jubilación, teniendo además un impacto sobre la decisión de ahorro del individuo. En particular, lo que el individuo estima que recibirá en su retiro por parte del Estado (en concreto, la Seguridad Social) y los planes de pensiones empresariales afectan al ahorro que, a título privado, va a generar para financiar esta etapa de su vida (JOHANNISSON, 2008).

Las tablas 6 y 7 muestran los resultados de las siete variables dicotómicas representativas de los países introducidas en los modelos. Los efectos parciales medios de estas variables en el modelo 8 implican que, en relación con los neerlandeses (grupo omitido), los británicos, los polacos y los suecos tienen una mayor probabilidad de ahorrar para su jubilación. En parte, ello podría explicarse por el hecho de que los planes de pensiones privados bien disponen de una importante tradición o madurez (Reino Unido) o bien son obligatorios (Polonia y Suecia). Por el contrario, vivir en Francia o Italia tiene un efecto negativo sobre el ahorro para el retiro. En estos países los sistemas públicos de pensiones tienen un mayor peso en los sistemas de jubilación y, por tanto, sus ciudadanos pueden confiarse y destinar solo una pequeña parte de sus ahorros a fondos de pensiones privados.

En los siguientes párrafos analizamos en profundidad este efecto e intentamos determinar si las diferencias en la decisión de ahorro para la jubilación pueden ser explicadas por diferencias existentes entre los países estudiados. Por tanto, dividimos la muestra en 8 submuestras en función del país del entrevistado. Utilizando el modelo 8, realizamos nuevas estimaciones basadas en estos nuevos grupos (tabla 8).

Los efectos parciales medios confirman que la probabilidad de ahorro para la jubilación crece inicialmente con la edad pero a una tasa progresivamente menor para la mayoría de países. De igual modo, los ingresos del individuo y, en menor medida, su estatus laboral influyen positivamente en su decisión de ahorro para la jubilación también en la mayoría de países.

Por el contrario, aunque la variable género tiene el signo negativo esperado en la mayoría de países, solo es significativa en Italia y Reino Unido. Como los resultados de los modelos globales (tabla 6) mostraron asociaciones más débiles para la variable género que para la variable país y las estimaciones anteriores mejoraron luego de dividir la muestra completa en ocho submuestras (tabla 8), podemos concluir que las diferencias en la decisión de ahorrar para la jubilación reflejan en mayor medida diferencias motivadas por factores institucionales propios de cada país que por el género. Sin embargo, el efecto género persiste en Reino Unido e Italia, donde las mujeres es menos probable que ahorren para la jubilación que los hombres. En consecuencia, para futuros estudios es necesario analizar si existen razones institucionales que puedan explicar el efecto género independiente detectado en estas naciones.

Tabla 8. Efectos parciales medios (por país)

	España	Francia	Italia	Reino Unido	Alemania	Suecia	Polonia	Países Bajos
Mujer	-0,024 (0,033)	-0,016 (0,03)	-0,106 <sup>(3)</sup> (0,031)	-0,075 <sup>(1)</sup> (0,035)	-0,008 (0,034)	-0,034 (0,033)	0,035 (0,035)	-0,014 (0,034)
1_hogar	0,049 (0,055)	0,075 (0,042)	0,089 (0,054)	0,019 (0,046)	0,035 (0,042)	0,027 (0,037)	0,06 (0,055)	-0,003 (0,042)
Edad	0,056 <sup>(3)</sup> (0,011)	0,073 <sup>(3)</sup> (0,011)	0,045 <sup>(3)</sup> (0,009)	0,016 (0,009)	0,041 <sup>(3)</sup> (0,01)	0,044 <sup>(3)</sup> (0,009)	0,059 <sup>(3)</sup> (0,01)	0,051 <sup>(3)</sup> (0,009)
Edad <sup>2</sup>	-0,001 <sup>(3)</sup> (0)	-0,001 <sup>(3)</sup> (0)	-0,001 <sup>(3)</sup> (0)	0 (0)	-0,000 <sup>(3)</sup> (0)	-0,000 <sup>(3)</sup> (0)	-0,001 <sup>(3)</sup> (0)	-0,001 <sup>(3)</sup> (0)
Ingresos	0,151 <sup>(2)</sup> (0,047)	0,039 (0,041)	0,032 (0,034)	0,094 <sup>(2)</sup> (0,03)	0,045 (0,039)	0,060 <sup>(1)</sup> (0,028)	0,120 <sup>(2)</sup> (0,04)	0,244 <sup>(3)</sup> (0,047)
Alta_cualif	0,05 (0,042)	0,029 (0,036)	0,044 (0,037)	0,072 (0,046)	0,022 (0,045)	0,142 <sup>(3)</sup> (0,04)	0,085 <sup>(1)</sup> (0,04)	0,068 (0,05)
Media_cualif	0,016 (0,051)	-0,005 (0,044)	0,026 (0,044)	0,085 <sup>(1)</sup> (0,043)	0,054 (0,045)	0,096 <sup>(1)</sup> (0,037)	0,122 <sup>(2)</sup> (0,047)	0,048 (0,043)
Obsv.	698	801	754	762	812	740	787	682
Wald $\chi^2$	95,02 <sup>(3)</sup> (7)	57,22 <sup>(3)</sup> (7)	45,97 <sup>(3)</sup> (7)	42,46 <sup>(3)</sup> (7)	23,63 <sup>(2)</sup> (7)	55,67 <sup>(3)</sup> (7)	64,53 <sup>(3)</sup> (7)	69,19 <sup>(3)</sup> (7)
R <sup>2</sup> mcfadden	0,14	0,09	0,05	0,05	0,02	0,07	0,06	0,11
Pseudolikelihood	-382,46	-406,15	-408,90	-482,65	-508,03	-437,18	-493,36	-377,01
Akaike criterion	1,12	1,03	1,10	1,29	1,27	1,20	1,27	1,13
Hosmer-Lemes-how $\chi^2$ (8 d.f.)	7,50	5,59	10,80	8,25	15,17	8,43	9,60	2,21
Test Sasabuchi	1,62	4,87 <sup>(3)</sup>	4,86 <sup>(3)</sup>	-	3,10 <sup>(2)</sup>	2,97 <sup>(2)</sup>	5,18 <sup>(3)</sup>	3,45 <sup>(3)</sup>
Punto extremo	53,90	48,46	40,99	-	46,60	48,25	37,66	46,42
95 % Conf. Int. (método Fieller)	[48,63 - 69,95]	[46,70 - 50,95]	[37,99 - 43,25]	-	[43,56 - 52,05]	[45,24 - 54,60]	[35,54 - 39,96]	[43,62 - 51,61]

La tabla muestra los efectos parciales medios (3), (2), (1) significativos al 0,001, 0,01 y 0,05, respectivamente. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. *d.f.* denota los grados de libertad. Estimamos el punto extremo y su intervalo de confianza al 95 % utilizando el método Fieller y el test de Sasabuchi para relaciones no lineales. Ambos fueron calculados con el programa *u-test* de Stata diseñado por LIND y MEHLUM (2007).  $\psi$  denota que la variable es significativamente diferente del coeficiente estimado para los hombres con un nivel de significatividad del 10 % o más bajo.

## 5. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES

Durante las últimas dos décadas Europa ha experimentado un gran envejecimiento de la población, provocando un debate sobre si los individuos, en general, y las mujeres, en particular, están ahorrando lo suficiente para la jubilación. La evidencia presentada en este trabajo sugiere que existe un grupo significativo de europeos que aún no ahorra a título individual para financiar su jubilación. Este problema está más acentuado en el caso de mujeres.

Nuestra investigación también muestra que los determinantes del ahorro para la jubilación son prácticamente iguales en hombres y mujeres. Al margen del género, la probabilidad de ahorro para la jubilación se incrementa con la edad del individuo, aunque a una tasa decreciente, y su nivel de ingresos y estatus laboral influyen positivamente en su decisión. Ahora bien, nuestros resultados encuentran algunas diferencias de género. Así, las mujeres que viven solas presentan una mayor propensión a ahorrar para su jubilación que aquellas que cohabitan en hogares integrados por dos o más personas. Este resultado podría explicarse por el hecho de que las mujeres que viven solas están más preocupadas e involucradas en la generación de ingresos suficientes que financien su retiro, mientras que las mujeres que viven con terceros confían más en los ingresos que genera la unidad familiar en su conjunto.

Finalmente, los factores institucionales propios de un país desempeñan un papel crucial en la actitud del individuo hacia la financiación de su jubilación. De hecho, concluimos que las diferencias en la decisión de ahorro para la jubilación es más probable que sean generadas por este «efecto país» que por el género del individuo.

Este trabajo contribuye a la literatura existente en la materia proporcionando una descripción del proceso de decisión de ahorro para la jubilación de ciudadanos europeos ubicados en ocho países de la Unión Europea, esto es, considerando una muestra de estudio especialmente amplia. Cabe notar que trabajos previos han analizado algunas de las cuestiones aquí estudiadas pero centrándose de forma exclusiva en el caso estadounidense.

Sin embargo, esta investigación también presenta algunas limitaciones que podemos considerar como nuevas líneas de trabajo. En particular, nuestro análisis utiliza estimaciones en sección cruzada, esto es, se refieren a diferentes individuos en un mismo momento del tiempo (año 2007). Aunque ello nos ha permitido extraer ciertas conclusiones sobre la decisión de ahorro para la jubilación teniendo en cuenta la hipótesis del ciclo de vida en el ahorro, estas podrían no estar completas. Por tanto, resultaría conveniente que se realizaran nuevos estudios utilizando datos de naturaleza longitudinal que mejoren la representatividad de los resultados empíricos. Además, sería necesario disponer de información como la riqueza del individuo, su nivel de participación en bolsa, su participación en planes de pensiones empresariales, y cualquier ingreso de capital relevante para la jubilación (por ejemplo, herencias, ingresos inmobiliarios, etc.). Todas estas nuevas variables pueden incidir en la decisión de ahorro para el retiro del individuo y variar en función de su género. En nuestra opinión, estos factores podrían afectar de

forma positiva a esta decisión en el caso de las mujeres, pero con un efecto negativo sobre su riqueza acumulada en la jubilación.

Adicionalmente, nuestra investigación también pone de manifiesto la necesidad de profundizar en el análisis sobre la existencia de algún factor institucional en Reino Unido e Italia que explique el efecto género detectado en estas naciones.

Este estudio tiene dos implicaciones de naturaleza política importantes. En primer lugar, debería darse prioridad a una política que motive el ahorro voluntario por parte del individuo para su jubilación, frente a la disposición de ventajas fiscales en las aportaciones y/o rendimientos obtenidos con los planes de pensiones. Nuestros resultados muestran que a mayor nivel de ingresos y estatus laboral del individuo, mayor es la probabilidad de ahorro para la jubilación. Por lo tanto, cualquier política en materia fiscal para promover el ahorro privado para la jubilación debería considerar su focalización en aquellos individuos con una situación económica precaria que les impide prepararla adecuadamente. En general, muchas mujeres tienen salarios inferiores a los hombres en diversas ocupaciones. Así, una actuación política en la materia que solo se basa en deducciones fiscales en las aportaciones a planes de pensiones, beneficia más a aquellos que más ganan. Por el contrario, los que menos ganan tienen un menor incentivo fiscal para ahorrar para su jubilación (OCDE, 2009).

En segundo lugar, encontramos que la probabilidad de ahorro está afectada por factores institucionales propios de cada país. En consecuencia, un porcentaje importante de la población en general, y las mujeres en particular, no ahorran lo suficiente para su retiro, y confían casi por completo en la cobertura proporcionada por sus países a través de los sistemas públicos de pensiones, especialmente en Francia e Italia. Ahora bien, la crisis económica y financiera ha llevado a que muchos países de la OCDE reformasen estos sistemas públicos aproximando en mayor medida aportaciones y prestaciones (CHOI, 2006). En este contexto, los trabajos a tiempo parcial durante gran parte de su vida laboral o las prolongadas bajas laborales debido al cuidado de hijos o mayores generarán pensiones públicas de cuantía muy baja. Nuestro trabajo proporciona evidencia que demuestra la especial relevancia o peso económico que tienen las pensiones públicas entre los ingresos del colectivo femenino. Las reformas de los sistemas públicos de pensiones actuales no están considerando el mantenimiento de una seguridad económica suficiente entre las mujeres mayores. Por tanto, esta cuestión debería ser objeto de consideración en el diseño y/o modificación de las políticas gubernamentales en materia de pensiones.

En conclusión, y a modo de resumen, este estudio proporciona evidencia cuantitativa sobre los determinantes de la actitud de individuos europeos hacia la jubilación. Atendiendo a los resultados comentados anteriormente, los responsables políticos en la materia deberían adoptar mejores medidas para motivar un ahorro adicional suficiente por parte de cada individuo de cara a su jubilación. Ello es especialmente importante en el contexto económico actual caracterizado por un envejecimiento de la población, un alto nivel de desempleo y una intensa crisis financiera que presiona y debilita los sistemas públicos de pensiones.

---

## Bibliografía

- ALESSIE, R.; VAN ROOIJ, M. y LUSARDI A. [2011]: «Financial literacy and retirement preparation in the Netherlands», *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), págs. 527-545.
- ALMENBERG, J. y SÄVE-SÖDERBERGH J. [2011]: «Financial literacy and retirement planning in Sweden», *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), págs. 585-598.
- AUSTRALIA AND NEW ZEALAND BANKING GROUP [2005]: ANZ Survey of Adult Financial Literacy in Australia.
- BADUNENKO, O.; BARASINSKA, N. y SCHÄFER D. [2009]: «Risk attitudes and investment decisions across european countries - Are women more conservative investors than men?», Working Paper, n.º 928, DIW Berlín.
- BAJTELSMIT, V. [1999]: «Evidence of risk aversion in the health and retirement study», Working Paper of Department of Finance and Real Estate, Colorado State University.
- BAJTELSMIT, V. y BERNASEK, A. [1996]: «Why do women invest differently than men?», Working Paper of Association for Financial Counselling and Planning Education.
- BAJTELSMIT, V.; BERNASEK, A. y JIANAKOPOLOS, N. A. [1999]: «Gender differences in defined contribution pension decisions», *Financial Services Review*, 8, págs. 1-10.
- BARTUS, T. [2005]: «Estimation of marginal effects using margeff», *The Stata Journal*, 53, págs. 309-329.
- BROWNING, M. y LUSARDI, A. [1996]: «Household saving: Micro theories and micro facts», *Journal of Economic Literatures*, 34, págs. 1.797-1.855.
- BUCHER-KOENEN, T. y LUSARDI, A. [2011]: «Financial literacy and retirement planning in Germany», *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), págs. 565-584.
- CHOI, J. [2006]: «The role of derived rights for old-age income security of women», OECD Social, Employment and Migration Working Papers, n.º 43.
- DEERE, C. D. y DOSS, C. R. [2006]: «The gender asset gap: what do we know and why does it matter?», *Feminist Economics*, 12, págs. 1-50.
- DEVANEY, S. y CHIREMBA, S. [2005]: «Comparing the retirement savings of the baby boomers and other cohorts», Working Paper of US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics.
- DÍAZ-SERRANO, L. y O'NEILL, D. [2004]: «The relationship between unemployment and risk-aversion», IZA Discussion Paper, n.º 1.214.
- DOHMEN, T.; FALK, A.; HUFFMAN, D.; SCHUPP, J.; SUNDE, U. y WAGNER, G. [2005]: «Individual risk attitudes: new evidence from a large, representative, experimentally-validated survey», Discussion Paper, n.º 511.
- DWYER, P.; GILKESONB, J. y LIST, J. [2002]: «Gender differences in revealed risk taking: evidence from mutual fund investors», *Economic Letters*, 76, págs. 151-158.

- EUROPEAN COMMISSION [2007]: «The EU Market for consumer long term retail savings vehicles. Comparative analysis of products, market structure, costs, distribution systems and consumer saving patterns», European Commission.
- FOLBRE, N.; SHAW, L. B. y STARK, A. [2005]: «Introduction: Gender and Aging», *Feminist Economics*, 11 (2), págs. 3-5.
- FORNERO, E. y MONTICONE, C. [2011]: «Financial literacy and pension plan participation in Italy», *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), págs. 547-564.
- GERRANS, P. y CLARK-MURPHY, M. [2004]: «Gender differences in retirement savings decisions», *Journal of Pension Economics and Finance*, 32, págs. 145-164.
- HATCH, L. R. [1992]: «Gender differences in orientation toward retirement from paid labor», *Gender & Society*, 61, págs. 66-85.
- HAYES, C. y PARKER, M. [1993]: «Overview of the literature on pre-retirement planning for women», *Journal of Women and Aging*, 44, págs. 1-18.
- HINZ, R.; MCCARTHY, D. y TURNER, J. [1996]: «Are women conservative investors? Gender differences in participant-directed pension investments in Positioning Pensions for the Twenty-First Century», Philadelphia: Pension Research Council and University of Pennsylvania Press.
- HUBERMAN, G.; IYENGAR, S. y JIANG, W. [2007]: «Defined contribution pension plans: determinants of participation and contributions rates», *Journal of Financial Services Research*, 311, págs. 1-32.
- JEFFERSON, T. [2009]: «Women and retirement pensions: a research review», *Feminist Economics*, 15 (4), págs. 115-145
- JELINEK, T. y SCHNEIDER, O. [1998]: «Influence of pension funds on private savings in a transition country», Prague: Charles University CERGE-EI, June.
- JIANAKOPOLOS, N. A. y BERNASEK, A. [1998]: «Are women more risk-averse?», *Economic Inquiry*, 364, págs. 620-630.
- JOHANNISSON, I. [2008]: «Private pension savings: gender, marital status and wealth-evidence from Sweden in 2002», licentiate thesis, University of Gothenburg, School of Business, Economics and Law.
- LI, J.; PHILLIPS MONTALTO, C. y GEISTFELD, L. [1996]: «Determinants of financial adequacy for retirement», *Financial counseling and planning*, 7, págs. 39-48.
- LIND, J. T. y MEHLUM, H. [2007]: «With or without U? - The appropriate test for a U shaped relationship», MPRA Paper, University Library of Munich, n.º 4.823.
- LUSARDI, A. [2001]: «Explaining why so many households do not save», Center for Retirement Research Working Paper 2001-05, vol. September.
- LUSARDI, A. y MITCHELL, O. [2007]: «Baby Boomer retirement security: The roles of planning, financial literacy, and housing wealth», *Journal of Monetary Economics*, 541, págs. 205-224.
- [2011]: «Financial literacy around the world: an overview», *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), págs. 497-508.
- MALROUTU, L. y XIAO, J. J. [1995]: «Perceived adequacy of retirement income», *Financial Counseling and Planning*, 6, págs. 17-23.

MORENO-BADÍA, M. [2006]: «Who saves in Ireland?: The micro evidence», IMF Working Paper, n.º 06/131, May 2006.

OCDE [2008]: «OECD employment outlook 2008», París: OCDE.

— [2009]: «Pensions at a Glance 2009: Retirement-Income Systems in OECD Countries», París: OCDE,

— [2011]: «Pensions at a Glance 2010: Retirement-Income Systems in OECD Countries», París: OCDE,

PAPKE, L. [2003]: «Individual financial decisions in retirement saving plans: the role of participant-direction», *Journal of Public Economics*, 881-2, págs. 39-61.

SCHUBERT, R.; BROWN, M.; GYSLER, M. y WOLFGANG BRACHINGER, H. [1999]: «Financial Decision-Making: Are women really more risk-averse?», *American Economic Review* (Papers and Proceedings), 89, págs. 381-385.

SEONG-LIM, L.; MYUNG-HEE, P. y MONTALTO, C. P. [2000]: «The effect of family life cycle and financial management practices on household saving patterns», *International Journal of Human Ecology*, 11, págs. 79-93.

SHAW, L. B. y HILL, C. [2002]: «The gender gap in pension coverage: What does the future hold», Washington, DC: Institute for women's policy research, Retrieved April, vol. 24.

SHAW, L. B., y LEE, S. [2005]: «Explorations gender and aging: cross-national contrasts», *Feminist Economics*, 11, págs. 117-143.

SUNDÉN, A. y SURETTE, B. [1998]: «Gender differences in the allocation of assets in retirement savings plans», *American Economic Review*, 882, págs. 207-211.

VANDERHEI, J. y OLSEN, K. [2000]: «Social security investment accounts: Lessons from participant-directed 401 (k) data», *Financial Services Review*, 9, págs. 65-78.

WANG, P. [1994]: «Brokers still treat men better than women», *Money*, 256, págs. 108-10.