

EL AHORRO PARA LA JUBILACIÓN EN LA UE:
UN ANÁLISIS DE SUS DETERMINANTES

*SAVING FOR RETIREMENT IN EU:
AN ANALYSIS OF ITS DETERMINANTS*

Sara Fernández López
sara.fernandez.lopez@usc.es
Universidad de Santiago de Compostela

Milagros Vivel Búa
mila.vivel@usc.es
Universidad de Santiago de Compostela

Luis Otero González
luis.otero@usc.es
Universidad de Santiago de Compostela

David Rodeiro Pazos
david.rodeiro@usc.es
Universidad de Santiago de Compostela

Recibido: febrero de 2010; aceptado: septiembre de 2010

RESUMEN

El propósito de este trabajo es analizar los factores que determinan el ahorro para la jubilación para una muestra de 4.526 individuos de 8 países europeos. Los resultados muestran que, aunque el porcentaje de ahorradores para la jubilación varía ampliamente entre países, los determinantes de esta decisión son bastante similares. De hecho, ahorrar para la jubilación está positivamente relacionado con la edad, los conocimientos financieros, el nivel de ingresos, la categoría laboral y la tradición ahorradora del individuo.

Palabras clave: Jubilación; Ahorro; Conocimientos financieros; Europa.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to analyze what factors are driving the retirement savings of the Europeans. Our evidence is based on a sample of 4.526 individuals from 8 European countries. The results show that although the percentage of savers for retirement varies widely across countries, the driving forces of the decision of saving for retirement are quite similar. Thus, this decision is positively related to the individuals' age, financial literacy, household income, employment status and saving habit.

Keywords: Retirement; Saving; Financial Literacy; Europe.

Clasificación JEL: G230, G180.



1. INTRODUCCIÓN^{1*}

La OCDE (1998) predecía que durante las próximas décadas el incremento en la esperanza de vida y la transición de la generación del *babyboom* del mercado laboral a la jubilación, reducirían el número de horas de trabajo que las sociedades occidentales dedican al empleo. Bajo estas circunstancias, el viejo modelo de compartir los recursos entre trabajadores y jubilados mediante transferencias (*pay-as-you-go*) resultaba insostenible (OCDE, 2009). Como consecuencia, frente a la recomendación de la OCDE (2009) de ampliar inexcusablemente la edad de jubilación, nos encontramos que en varios países los individuos han asumido la responsabilidad de complementar con sus ahorros el mínimo proporcionado por los sistemas públicos de pensiones.

Asimismo, los planes de pensiones promovidos por las empresas, que actúan como fuente de ingresos para la jubilación, también están experimentando un profundo cambio estructural, desplazándose desde los planes de prestación definida (PD) (donde, *grosso modo*, las prestaciones se establecen en función del salario) a los planes de aportación definida (AD) (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 a nivel legal 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 sobre los empresarios. Además, los planes de pensiones empresariales han sido duramente golpeados por la crisis financiera actual.

La crisis financiera actual ha tenido un impacto profundo sobre el ahorro de los individuos para su jubilación de forma que tanto los fondos de pensiones públicos como privados se han visto afectados negativamente. Así,

^{1*} Queremos agradecer el permiso otorgado por la European Commission DG Internal Market and Services para utilizar los datos del informe *The EU Market For Consumer Long Term Retail Savings Vehicles. Comparative Analysis Of Products, Market Structure, Costs, Distribution Systems and Consumer Saving Patterns* (http://ec.europa.eu/internal_market/finances/docs/cross-sector/study_en.pdf).

las inversiones de los fondos de pensiones privados ha perdido un 23% de su valor agregado (sobre 5.4 trillones de dólares estadounidenses) en 2008. Por su parte, los fondos de reserva para pensiones de las instituciones públicas también han experimentado importantes pérdidas (OCDE, 2009). Además, 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 preparación financiera adecuada para 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).

El propósito de este trabajo es analizar las características sociodemográficas que determinan el ahorro de los europeos para su jubilación e identificar si dichas variables varían entre países. Tras esta introducción, en el segundo epígrafe se presenta un compendio de los principales trabajos que constituyen nuestra literatura de referencia. En el tercer apartado se comentan los resultados empíricos obtenidos a través de los análisis estadístico descriptivo y econométrico con modelos de probabilidad condicionada efectuados. Finalmente, se recogen las principales conclusiones y sus implicaciones para el diseño de la política económica.

2. PLANTEAMIENTO DE HIPÓTESIS

Existe abundante literatura relacionada con la decisión de ahorro para la jubilación si bien la mayoría de trabajos se han desarrollado en épocas recientes.

De esta forma, para el desarrollo de nuestra investigación hemos utilizado como referencia la literatura existente relacionada con el ahorro para la jubilación que hemos considerado oportuno organizar en dos grupos: los estudios focalizados en analizar la relación entre la aversión al riesgo y la riqueza y los que analizan los ahorros de los hogares tanto a nivel general como centrados en la jubilación.

A partir de este cuerpo empírico se pueden identificar una variedad de factores sociodemográficos que se consideran en la literatura determinantes del ahorro para la jubilación, los cuales constituyen la base fundamental para el planteamiento de nuestras hipótesis de trabajo.

La Tabla 1 resume los resultados de algunos de los más recientes trabajos empíricos en estas líneas de investigación.

TABLA 1: SÍNTESIS DE LA INVESTIGACIÓN EMPÍRICA SOBRE EL AHORRO PARA LA JUBILACIÓN

| AUTORES | PAÍS: UNIDAD DE ANÁLISIS – FUENTE (AÑO) | VARIABLE DEPENDIENTE (MODELO) | RESULTADOS | |
|--------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Jianakoplos y Bernasek (1998)* | EE.UU.: 2.594 hogares – <i>Survey of Consumer Finance</i> (1989) | Activos con riesgo / Riqueza del hogar (Modelo Tobit) | Resultados comunes para mujeres solteras, hombres solteros y parejas casadas | Riqueza (+) Empleado por terceros (-) |
| Bajtelsmit (1999)* | EE.UU.: 9.927 hogares cuyo sustentador principal tiene entre 51 y 61 años - <i>Health and Retirement Study</i> (1994) | Activos con riesgo / Riqueza del hogar (Modelo Tobit censurado) | Riqueza (+) Educación: Nivel educativo inferior (-) Género x Estado civil: mujer soltera (+) | Raza: Negra (-) Casa en propiedad (-) Edad intervalos (+) |
| Dohmen et al. (2005)* | Alemania: 17.337 individuos - <i>Socioeconomic Panel</i> (2004) | Disposición a tomar riesgos en asuntos financieros (1 ó 0) (Modelo probit) | Género: Mujer (-) Edad (-) Estado civil: Casado (-) Desempleado (-) Satisfacción en la vida (+) Nivel educativo de los padres (+) | Nivel educativo del encuestado (+) 1 Hijo (+) Riqueza del hogar (+) Deuda del hogar (+) |
| Diaz-Serrano y O'Neill (2004)* | Italia: 4.265 hogares - <i>Bank of Italy Surveys of Household Income and Wealth</i> (1995 y 2000) | Medida de Arroz-Pratt de aversión al riesgo absoluta (MCO y modelo probit) | Género: Mujer (-) | Nivel educativo (-) Ingresos (-) |
| Harrison y Rutstrom (2007)* | Dinamarca: 253 individuos de 19 a 75 años - Experimento | Aversión al riesgo relativa constante (Modelo de máxima verosimilitud) | Edad intervalos (-) | Nivel educativo (+) |
| Malrouy y Xiao (1995)** | EE.UU.: 1.971 hogares con trabajadores a tiempo completo - <i>Survey of Consumer Finance</i> (1989) | Percepción de los prejubilados respecto a la adecuación de sus ingresos para la jubilación (Modelo probit) | Edad intervalos: < 39 años (+) Género: Hombre (+) Raza: Blanca (-) Planificador a largo plazo (+) | Ingresos: 10.000-20.000 \$ (bajos ingresos) (-) Empleado (vs trabajador por cuenta propia) (+) |
| Li et al. (1996)** | EE.UU.: 972 hombres prejubilados - <i>National Longitudinal Survey of Older Men</i> | Suficiencia financiera de los hombres prejubilados para la jubilación (Modelo probit) | Edad de jubilación planificada (+) Ingresos (-) Propiedad de activos (+) | Ocupación en el sector servicios (-) Raza: Blanca (+) |
| Sundén y Surette (1998)** | EE.UU.: 6.197 trabajadores - <i>Survey of Consumer Finance</i> (1992 y 1995) | Contribuir a un plan de pensiones AD (Modelo probit) | Género: Mujer (+) Mujer x Casada (-) | Edad (+) Nivel educativo (+) |
| Seong-Lim et al. (2000)** | Corea: 3.913 hogares - <i>Survey of Consumer Finance</i> (1995) | Ahorro (1 ó 0) (Modelo logit) | Ingresos (+) Nivel educativo (+) Edad x hijos: hijos dependientes (-) Raza: Blanca (+) | Horizonte de planificación financiera (+) Objetivos de ahorro (+) Saldo tarjeta de crédito (-) |

| AUTORES | PAÍS: UNIDAD DE ANÁLISIS – FUENTE (AÑO) | VARIABLE DEPENDIENTE (MODELO) | RESULTADOS | |
|------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Lusardi (2001)* * | EE.UU: hogares cuyo sustentador principal tiene entre 51 y 61 años - <i>Health and Retirement Study</i> (1992) | Escasez de planificación para la jubilación (1 ó 0) (MCO (IV)) | Hermanos mayores (-) Hermanos mayores con peor situación financiera (-) | Shocks pasados negativos (-) Padres con problemas de salud antes de morir o ingresar en centros médicos (-) |
| | | Riqueza neta total y financiera (MCO (IV)) | Nivel educativo (+) Estado civil: Casado (+) Hijos (-) Motivos hereditarios (+) | Shocks pasados negativos (-) Herencia recibida (+) Planificación de la jubilación (+) |
| Papke (2003)* * | EE.UU.: 1.961 hogares cuyo sustentador principal tiene entre 51 y 61 años - <i>Health and Retirement Study</i> (1992) | Aportación a un plan AD (1 ó 0) (Modelo de probabilidad lineal) | Selección de activos (+) Nivel educativo (+) | Ingresos (+) Mujeres solteras(+) |
| DeVaney y Chiremba (2005)* * | EE.UU.: 3.428 hogares donde el sustentador principal y/o su cónyuge estuviera prejubilado - <i>Survey of Consumer Finances</i> (2001) | Mantenimiento de una cuenta para la jubilación (1 ó 0) (Modelo logit) | Edad intervalos (+) Nivel educativo (+) Tolerancia al riesgo (+) Ahorrador (+) Horizonte de planificación (+) Raza: Blanca (+) | Comportamiento de gasto (-) Autoempleo (-) Casa en propiedad (vs alquiler) (+) Estado civil: Casado (+) |
| Huberman el ál. (2007)* * | EE.UU.: 793.794 trabajadores – <i>Vanguard Group</i> (2001) | Aportación a un plan AD (1 ó 0) (Modelo probit) | Ingresos (+) Riqueza financiera del barrio (+) Género: Mujer (+) | Antigüedad en el trabajo (+) / al cuadrado (-) Edad (+) y Edad al cuadrado (-) Políticas del plan de pensiones (+) |
| Johannisson (2008)* * | Suecia: 130.820 individuos prejubilados - <i>Longitudinal Income Data</i> (2002) | Decisión de ahorrar en un plan de pensiones (1 ó 0) (Modelo Tobit) | Edad intervalos (-) Ingresos (+) Género: Mujer (+) Estado civil: Casado (+) | Estado civil x género (+) Pensión ahorrada por el cónyuge (+) Pensión pública acumulada (+) |

Notas: * Estudios centrados en la relación entre aversión al riesgo relativa y riqueza. ** Estudios centrados en los ahorros de los hogares.

Los estudios previos indican una variedad de factores sociodemográficos que son determinantes del ahorro para la jubilación, al hilo de los cuales planteamos las siguientes hipótesis.



EDAD

La teoría del ahorro basada en el ciclo de vida predice que cuanto más edad tenga un individuo, más probable es que ahorre para la jubilación (DeVaney y Chiremba, 2005). Esta aproximación económica supone que las personas intentan ahorrar antes de la jubilación para financiar su consumo durante ésta. Así, los resultados empíricos muestran que es más probable que las personas próximas a la jubilación inviertan o ahorren (Malroux y Xiao, 1995) y que lleven a cabo una planificación financiera personal (Richardson y Kilty, 1989). Huberman et ál. (2007) también encuentran una relación positiva pero decreciente entre la edad del individuo y su participación en planes de pensiones AD.

H1a: Existe una relación positiva entre la edad del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.

H1b: La probabilidad de ahorrar para la jubilación crecerá con la edad, pero a una tasa decreciente.

NIVEL EDUCATIVO Y CULTURA FINANCIERA

El nivel educativo suele relacionarse positivamente con las destrezas necesarias para la planificación (Berheim y Scholtz, 1992; Seong-Lim et ál., 2000), y así cabe esperar que se relacione con la probabilidad de tener recursos financieros suficientes para la jubilación (Li et ál., 1996). Además, las personas con un bajo nivel educativo se enfrentan a altos costes de búsqueda y dificultades de comprensión de la información referida a las posibilidades de inversión existentes (Lusardi, 2001).

H2: Existe una relación positiva entre el nivel educativo del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.

Sin embargo, los estudios empíricos no han llegado a resultados concluyentes acerca de los efectos de la educación sobre los ahorros, debido en parte a que educación, ingresos y riqueza suelen estar altamente correlacionados (Bajtelsmit, 1999; Berheim y Scholtz, 1992). Más aún, en el contexto de las decisiones financieras es más importante tener en cuenta el nivel de cultura financiera que el nivel de educación formal (Bajtelsmit, 1999). Así, Lusardi y Mitchell (2007) encuentran que cuanto mayor es el nivel de conocimientos financieros de los individuos, más probable es que tomen conciencia de la importancia de planificar su jubilación. Además, el desplazamiento desde los planes PD a los AD existente en aquellos países que no limitan los planes de pensiones individuales a una de estas dos categorías, antes mencionado, hace más relevante el manejo de unos conocimientos financieros adecuados.

H3: Existe una relación positiva entre la cultura financiera del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.

TAMAÑO DE LA UNIDAD FAMILIAR

La fase del ciclo de vida en la que se encuentra la familia se ha relacionado con el ahorro (Seong-Lim el ál., 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 (Malroux y Xiao, 1995). Lusardi (2001) y Seong-Lim el ál. (2000) encuentran que los hogares con hijos a su cargo son menos propensos al ahorro.

H4: Existe una relación negativa entre el tamaño de la unidad familiar del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.

Otro resultado común es que las personas solteras y casadas difieren en su comportamiento ahorrador (Johannisson, 2008). De acuerdo con Li el ál. (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) encuentra también que los individuos que no se preocupan por planificar su jubilación tienden a no estar casados.

H5: Los individuos solteros es menos probable que ahorren para la jubilación.

INGRESOS Y OCUPACIÓN

Mayor nivel de ingresos implica mayores recursos disponibles para ahorrar e invertir, constituyendo una de las variables más importantes en la planificación financiera de los individuos (Richardson y Kilty, 1989). Browning y Lusardi (1996) y Moreno-Badía (2006) confirman estos resultados para EE.UU. e Irlanda, respectivamente. Adicionalmente, Huberman el ál. (2007) sugieren que, con respecto a los trabajadores con ingresos elevados, aquellos con menor nivel de ingresos esperan una mayor compensación salarial de los sistemas públicos de pensiones, lo cual puede reducir su necesidad percibida de ahorrar para la jubilación.

H6: Existe una relación positiva entre los ingresos del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.

El nivel de ingresos y el tipo de ocupación tienden a estar positivamente correlacionados. De este modo, la ocupación afecta indirectamente a la capacidad de ahorro de los individuos. Ahora bien, también ejerce una influencia directa. Así, ciertas ocupaciones llevan aparejadas, por un lado, beneficios adicionales (seguros médicos o de vida) que liberan recursos para el ahorro, y por otro, la participación en planes de pensiones que “habitúan” al individuo a planificar su jubilación dentro del entorno laboral y, por extensión, fuera de éste. En particular, es más probable que los trabajadores a tiempo completo y/o profesionales cualificados tengan un plan de pensiones que aquellos que están a tiempo parcial y/o carecen de cualificación profesional (Sundén y Surette, 1998).

No obstante, también se debe considerar la posibilidad de que en algunos países, como es el caso de España, las personas con mayores niveles de

ingresos ahorren menos no sólo porque se beneficien de planes empresariales, sino también por el establecimiento de límites conjuntos de las aportaciones a planes de pensiones, para los que se computan las aportaciones empresariales y las individuales. Asimismo, habría que considerar la existencia de límites en la cuantía de las pensiones públicas, lo cual puede incentivar un mayor ahorro privado por parte del individuo. Sin embargo, de acuerdo con la información disponible para nuestro estudio, este aspecto no puede ser analizado explícitamente.

H7: Existe una relación positiva entre ciertas ocupaciones y la decisión de ahorrar para la jubilación.

HÁBITO DE AHORRAR

El ahorro para la jubilación debe considerarse en el contexto amplio de una planificación financiera; cuando los hogares se establecen metas financieras (por ejemplo, mantener sus niveles de consumo durante la jubilación), ahorran (Seong-Lim *et al.*, 2000). Así, algunos estudios empíricos indican que las prácticas de gestión financiera, tales como considerar horizontes de planificación a largo plazo o tener hábitos de ahorro, influyen positivamente sobre los ahorros familiares (Li *et al.*, 1996; DeVaney y Chiremba, 2005; Malroux y Xiao, 1995; Seong-Lim *et al.*, 2000).

H8: Los ahorradores es más probable que ahorren para la jubilación.

GÉNERO

Díaz-Serrano y O'Neil (2004) y Malroux y Xiao (1995) encuentran que las mujeres tienen una menor probabilidad de ahorrar que los hombres. Tal resultado podría justificarse en parte por las diferencias de género en algunas de las características individuales previamente explicadas, particularmente en las referidas a la cultura financiera, nivel de ingresos y ocupación.

Bajtelsmit y Jianakoplos (2000) sugieren que, en media, las mujeres tienen un menor interés en recopilar y procesar información financiera. Como consecuencia, pueden tener menos confianza en sus decisiones financieras. Otros estudios también muestran que la falta de conocimientos financieros es particularmente acusada en las mujeres y los individuos con un menor nivel de educación formal (véase Lusardi y Mitchell (2007) para Estados Unidos y ANZ Banking Group (2005) para Australia y Nueva Zelanda).

Además, las mujeres perciben menores ingresos que los hombres a lo largo de su vida; en media, en los países de la OCDE ganan un 17% menos y su probabilidad de obtener un trabajo remunerado es un 20% inferior a la de los varones (OCDE, 2008). Por tanto, cabría esperar que las mujeres tengan menores recursos disponibles para ahorrar para la jubilación.

Finalmente, es más probable que las mujeres tengan trabajos temporales y/o a tiempo parcial donde 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). De hecho, Shaw y Hill (2002) encuentran que las razones más comunes de una menor tasa de participación femenina en planes de pensiones empresariales son la naturaleza temporal y/o a tiempo parcial de sus empleos.

Por el contrario, Huberman et ál. (2007), Johannisson (2008) y Sundén y Surette, (1998) sugieren que las mujeres son más adversas al riesgo que los varones, lo cual podría impulsar su actitud ahorradora. Por ejemplo, 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 (Johannisson, 2008). Asimismo, Huberman et ál. (2007) sugieren que las mujeres tienen una mayor preferencia por el ahorro, quizás porque tienen mayor esperanza de vida.

H9: Existe una relación negativa/positiva entre el género del individuo y la decisión de ahorrar para la jubilación.

3. METODOLOGÍA

3.1. MUESTRA DE ESTUDIO

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 8 países europeos: Francia, Alemania, Italia, Holanda, Polonia, España, Suecia y Reino Unido. Estas ocho economías representan prácticamente el 90% de los activos financieros de los hogares en la Unión Europea (UE). Mientras Reino Unido, Francia, Alemania e Italia son los tres principales miembros de la UE, Holanda, 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 BENELUX, Escandinavia y las economías en transición de Europa del Este (Comisión Europea, 2007).

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. La Tabla 2 recoge la información técnica de la encuesta. La unidad de análisis para el estudio son los sustentadores principales en las economías domésticas con la premisa de que éstos es más probable que planifiquen y ahorren para la jubilación. Como resultado, la muestra final está formada por 4.526 observaciones puesto que 3.518 observaciones fueron

eliminadas porque los individuos no eran los sustentadores principales en la economía doméstica analizada².

TABLA 2. INFORMACIÓN TÉCNICA DEL ESTUDIO

| | |
|-----------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Universo | Individuos de edad entre los 18 y 65 años |
| Recogida de información | Entrevistas telefónicas (CATI) utilizando un cuestionario estructurado |
| Selección de la muestra | Muestreo en varias etapas. En la primera fase, las economías domésticas son consideradas como la unidad del muestreo, mientras que en la segunda fase son los individuos quienes representan la unidad de análisis. |
| Tamaño muestral | 8.044 entrevistas. La distribución de la muestra es: Francia (1.002), Alemania (1.011), Italia (1.001), Holanda (1.002), Polonia (1.010), España (1.000), Suecia (1.018) y Reino Unido (1.000) |
| Error muestral | El error muestral para el conjunto de la muestra es $\pm 1.1\%$ para un nivel de confianza del 95.5% y asumiendo un $p=q=0,5$ |
| Fechas de recogida de información | Desde Julio de 2007 hasta Agosto de 2007 |

3.2. DEFINICIÓN DE VARIABLES

3.2.1. VARIABLE DEPENDIENTE

La variable dependiente es una dicotómica (*RETIR*). 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 especifica razón y todas las anteriores”. 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.

3.2.2. VARIABLES INDEPENDIENTES

Como variables independientes, hemos seleccionado un número de factores que presumiblemente influirán en la decisión individual de ahorrar para la jubilación (Tabla 3).

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 ($Edad^2$). Ambas variables son continuas.

² La identificación del cabeza de familia se basa en una definición objetiva a partir de la respuesta del encuestado a la cuestión “¿es usted cabeza de familia?”.

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

Cult_financ es una variable dicotómica utilizada como *proxy* de los conocimientos financieros del individuo. 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)*”. La variable toma el valor 1 si el encuestado conoce al menos cuatro productos (alta cultura financiera) y 0 en caso contrario (baja cultura financiera).

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 viven solos (*Soltero*). No obstante, debe matizarse que, de acuerdo con la información disponible, no podemos controlar la posible emancipación de hijos que componen la unidad familiar así como la posible contribución económica del individuo a la unidad familiar de la cual dependa a pesar de estar soltero.

Para testar el efecto de los ingresos sobre la decisión de ahorrar para la jubilación, construimos una nueva variable. La encuesta preguntaba: “*¿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 las respuestas de los individuos, construimos tres variables dicotómicas que categorizaban los ingresos netos mensuales del hogar desde menos de 1.500 euros hasta más de 3.000 euros. Alternativamente utilizamos otra forma de representación de los ingresos. En concreto, a partir de la respuesta del individuo, dividimos la media de su intervalo entre la media de los hogares de su país (corregida por los estándares de poder adquisitivo y extraída del *European Community Household Panel 2006*, último año disponible). De este modo tratamos de compensar el hecho de que el nivel de ingresos de algunos países es inferior al de otras economías más desarrolladas. Por tanto, la variable resultante indica en qué medida los ingresos netos mensuales del individuo se sitúan por encima o por debajo de la media de su país. Dado que esta forma de medir los ingresos no alteraba de modo sustancial nuestros resultados, optamos por utilizar las variables dicotómicas previamente definidas.

Alta_cualif, Media_cualif y No_cualif son las variables dicotómica utilizadas para indicar las tres categorías del estatus laboral del individuo en función de su grado de cualificación, alto, medio o nulo, respectivamente.

Ahorro es una variable dicotómica utilizada como *proxy* de los hábitos de ahorro del encuestado. Este hábito fue testado preguntando: “*¿Ahorra?*”. La variable toma el valor 1 si el encuestado estaba en ese momento ahorrando y 0 en caso contrario.

Hombre es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el encuestado es un hombre.

Finalmente, se introdujeron ocho variables dicotómicas en relación con los países que forman la muestra de estudio (*Francia, Alemania, Italia, Holanda,*

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.

En la Tabla 3 se sintetizan la definición y signo previsto de las variables que se utilizan para contrastar las hipótesis planteadas en el epígrafe previo.

TABLA 3: DEFINICIÓN DE VARIABLES Y SIGNO ESPERADO

| Hipótesis | Variable (predicción) | Definición |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <i>H1a: Existe una relación positiva entre la edad del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.</i> | <i>Edad (+)</i> | Edad del encuestado |
| <i>H1b: La probabilidad de ahorrar para la jubilación crecerá con la edad, pero a una tasa decreciente.</i> | <i>Edad² (-)</i> | Edad del encuestado al cuadrado |
| <i>H2: Existe una relación positiva entre el nivel educativo del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.</i> | <i>Univ (+)</i> | Si o no el encuestado tiene estudios universitarios (1 ó 0) |
| | <i>Sec (+)</i> | estudios secundarios (1 ó 0) |
| | <i>Prim (referencia)</i> | estudios primarios (1 ó 0) |
| <i>H3: Existe una relación positiva entre la cultura financiera del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.</i> | <i>Cult_financ(+)</i> | Si 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 ó 0) |
| <i>H4: Existe una relación negativa entre el tamaño de la unidad familiar del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.</i> | <i>Tamfam (-)</i> | Número de miembros que viven en el hogar |
| <i>H5: Los individuos que viven solos es menos probable que ahorren para la jubilación.</i> | <i>Soltero (-)</i> | Si o no el encuestado vive solo (1 ó 0) |
| <i>H6: Existe una relación positiva entre los ingresos del individuo y su decisión de ahorrar para la jubilación.</i> | <i>Supingr (+)</i> | Si o no los ingresos mensuales netos de la economía doméstica del encuestado son > 3.000€ (1 ó 0) |
| | <i>Medingr (+)</i> | 1.500€ -3.000€ (1 ó 0) |
| | <i>Infingr (referencia)</i> | < 1.500€ (1 ó 0) |
| <i>H7: Existe una relación positiva entre el estatus laboral del individuo y la decisión de ahorrar para la jubilación.</i> | <i>Alta_cualif (+)</i> | Si o no el encuestado es un High white collar (1 ó 0) |
| | <i>Media_cualif (+)</i> | White collar (1 ó 0) |
| | <i>No_cualif (referencia)</i> |Blue collar (1 ó 0) |
| <i>H8: Los ahorradores es más probable que ahorren también para la jubilación.</i> | <i>Ahorro(+)</i> | Si o no el encuestado está ahorrando (1 ó 0) |
| <i>H9: Existe una relación negativa/positiva entre el género del individuo y la decisión de ahorrar para la jubilación</i> | <i>Hombre</i> | Si o no el encuestado es un hombre (1 ó 0) |

4. RESULTADOS

4.1. ANÁLISIS ESTADÍSTICO DESCRIPTIVO

Los estadísticos descriptivos relativos a las variables dependiente e independientes se recogen en la Tabla 4.

TABLA 4: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

| Variable | Europa | Francia | Alemania | Italia | Holanda | Polonia | España | Suecia | Reino Unido |
|-------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-------------|
| Obs. | 4.526 | 665 | 674 | 521 | 589 | 355 | 482 | 682 | 558 |
| Jubil | 40,5% | 27,1% | 37,8% | 27,1% | 32,6% | 47,6% | 40,9% | 68,6% | 41,2% |
| Edad | 43,47 | 46,87 | 46,14 | 48,89 | 41,68 | 36,14 | 38,56 | 45,36 | 39,61 |
| Edad ² | 2.050,65 | 2.367,28 | 2.300,43 | 2.523,46 | 1.878,42 | 1.452,06 | 1.588,46 | 2.199,40 | 1.710,17 |
| Univ | 39,9% | 49,0% | 29,4% | 62,2% | 13,1% | 51,3% | 60,8% | 34,5% | 30,3% |
| Sec | 55,0% | 44,2% | 63,9% | 36,3% | 82,2% | 48,7% | 34,2% | 58,7% | 63,1% |
| Prim | 2,1% | 4,2% | 3,3% | 0,8% | 1,9% | 0,0% | 2,3% | 2,3% | 0,4% |
| Cult_financ | 53,3% | 39,1% | 58,8% | 68,5% | 55,0% | 54,1% | 65,6% | 50,7% | 39,8% |
| Tamfam | 2,35 | 2,39 | 2,01 | 2,70 | 2,28 | 2,41 | 2,47 | 2,21 | 2,51 |
| Soltero | 31,2% | 24,5% | 38,7% | 20,2% | 38,7% | 30,4% | 21,6% | 40,5% | 29,7% |
| Supingr | 24,5% | 23,2% | 22,8% | 16,5% | 10,4% | 39,2% | 19,5% | 44,0% | 21,5% |
| Medingr | 31,5% | 38,6% | 34,1% | 34,9% | 34,1% | 29,6% | 36,9% | 20,8% | 23,3% |
| Infingr | 24,3% | 21,2% | 23,9% | 29,4% | 31,9% | 14,6% | 21,8% | 13,9% | 36,6% |
| Alta_cualif | 37,3% | 50,1% | 33,5% | 42,4% | 25,6% | 51,3% | 55,4% | 21,8% | 28,3% |
| Media_cualif | 30,7% | 20,9% | 28,6% | 24,6% | 40,4% | 25,6% | 23,0% | 40,3% | 38,2% |
| No_cualifi | 13,3% | 12,2% | 11,3% | 13,6% | 9,8% | 12,7% | 14,3% | 14,2% | 18,5% |
| Ahorro | 77,4% | 87,4% | 79,5% | 72,7% | 80,3% | 69,0% | 84,2% | 76,5% | 64,3% |
| Hombre | 62,5% | 66,6% | 64,7% | 73,1% | 53,1% | 60,0% | 62,9% | 57,3% | 62,4% |

Nota: la Tabla 4 recoge los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en los análisis empíricos posteriores.

En 2007, un 40.5% de los encuestados ahorraron para la jubilación, que fue identificada como el principal propósito del ahorro de los suecos (68.6%) y polacos (47.6%). Por el contrario, estos valores son bastante inferiores en Francia (27.1%) e Italia (27.1%).

La muestra final está formada por 4,526 individuos, la mayoría hombres (62.5%) y ahorradores (77.4%), con una edad media de 43.47 años. Un 2.1% ha finalizado sus estudios primarios, un 55% completó estudios secundarios y un 39.9% tiene estudios universitarios. Un 53.3% de la muestra tiene un alto nivel de cultura financiera. Asimismo, un 31.2% vive solo y el tamaño medio de la unidad familiar es 2.35 miembros. La mayoría de ellos (56%) vive en hogares donde los ingresos netos mensuales son superiores a los 1,500 Euros. En relación con el estatus laboral, la mayoría de los individuos (37.3%) son trabajadores “highwhite-collar”.

4.2. ANÁLISIS ECONÓMICO MULTIVARIANTE

El modelo que estimamos pretende determinar cuáles son las variables significativas en la probabilidad de que el individuo decida ahorrar para su jubilación. La variable dependiente, variable dicotómica Y_i (que toma el valor 1 si el encuestado respondió que ahorra/ahorraría para su jubilación como primera opción o si tenía planes de pensiones, y 0 en caso contrario), es función de una serie de variables explicativas que expresaremos como X_i , y sus características implican la necesidad de realizar una estimación alternativa a la MCO (Mínimo Cuadrática Ordinaria). En concreto, hemos optado por la estimación de un modelo *probit* binomial, al igual que autores como Huberman et al. (2007), Dohmen et al. (2005), Diaz-Serrano y O'Neill (2004), Malroux y Xiao (1995), Li et al. (1996), y Sundén y Surette (1998), aplicaron en sus análisis del ahorro para la jubilación.

El modelo estimado es un modelo probabilístico de elección discreta con dos rasgos básico (Cabrer-Borrás et al., 2001):

1. A medida que X_i aumenta, $P_i = E(Y = 1/X)$ aumenta siempre sin salir del intervalo (0,1).
2. La relación entre P_i y X_i es no lineal, siendo P_i la probabilidad condicional de que el evento suceda dado X_i .

El modelo especificado es el siguiente:

$$Y_i = G(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz + u_i \quad \text{donde} \quad z_i = X_i \beta \quad (1)$$

Donde:

- $G(z)$ es la función de distribución acumulada de una variable aleatoria normal tipificada.
- Y_i es la variable dependiente que toma los valores cero a la unidad.
- u_i es una variable aleatoria que se distribuye $N(0, \sigma^2)$.
- X_i recoge el conjunto de variables independientes. En nuestro caso, la expresión siguiente sintetizaría el conjunto de variables explicativas:

$$\begin{aligned} X_i \beta = & \beta_1 + \beta_2 \times_{edad} + \beta_3 \times_{edad^2} + \beta_4 \times_{univ} + \beta_5 \times_{sec} + \beta_6 \times_{prim} + \beta_7 \times_{cult_fin} \\ & + \beta_8 \times_{tamfam} + \beta_9 \times_{soltero} + \beta_{10} \times_{supingr} + \beta_{11} \times_{medingr} + \beta_{12} \times_{infingr} + \beta_{13} \times_{alta_cual} \\ & + \beta_{14} \times_{media_cualif} + \beta_{15} \times_{no_cualif} + \beta_{16} \times_{ahorro} + \beta_{17} \times_{hombre} \end{aligned}$$

La estimación del modelo se ha llevado a cabo a través del método de máxima verosimilitud. La cantidad de variables explicativas disponibles y el grado de correlación existente entre algunas ha dificultado como ya podía preverse dicho proceso, ya que la presencia de multicolinealidad en el modelo difumina el efecto individual de cada una de ellas. Para evitar los problemas

de multicolinealidad se han seleccionado, dentro de cada grupo de variables correlacionadas, las más significativas.

Al margen de los signos, los coeficientes en los modelos *probit* no son fáciles de interpretar directamente. Una manera de interpretar los parámetros es a través de sus efectos marginales, que en este caso son iguales a:

$$\frac{\partial \Phi(x_i, \beta)}{\partial x_i} = \beta_i \phi(X_i, \beta) \quad (2)$$

Donde $\phi(X_i, \beta)$ denota la función de densidad normal estándar. De este modo, el impacto que la variación en una unidad de la variable tiene sobre la probabilidad de ahorro para la jubilación depende tanto del estimador del parámetro β como de los valores de la función de densidad en el punto enésimo.

Como puede comprobarse en la Tabla 5, para contrastar las hipótesis establecidas se han estimado 7 modelos diferentes. Partiendo de un modelo que incluía todas las variables independientes establecidas en las hipótesis (Modelo 1), se fueron introduciendo diferentes combinaciones que pretendían reducir los problemas de multicolinealidad detectados en los análisis descriptivos previos entre las variables representativas del tamaño familiar (*Tamfam* y *Soltero*), la cultura financiera (*Cult_financ*) y el nivel educativo (*Univ*, *Sec*). Asimismo, nuestras estimaciones *probit* incluyen siete variables dicotómicas relativas al país del encuestado. Su objetivo es capturar aspectos compartidos por los individuos de un país que afectan a su decisión de ahorro para la jubilación.

La variable *HOLANDA* fue omitida para evitar un problema de multicolinealidad perfecta, de modo que los efectos institucionales por país deben ser interpretados en relación con Holanda.

TABLA 5: ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE AHORRAR PARA LA JUBILACIÓN

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 | Modelo 5 |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Edad | 0,109*** (0,013) | 0,110*** (0,013) | 0,109*** (0,013) | 0,109*** (0,013) | 0,108*** (0,013) |
| Edad ² | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Univ | 0,017 (0,097) | 0,010 (0,097) | 0,015 (0,097) | | 0,070 (0,097) |
| Sec | -0,006 (0,093) | -0,012 (0,093) | -0,008 (0,093) | | 0,018 (0,093) |
| Cult_financ | 0,274*** (0,041) | 0,274*** (0,041) | 0,275*** (0,041) | 0,276*** (0,041) | |
| Tamfam | 0,013 (0,018) | | 0,006 (0,014) | 0,013 (0,018) | 0,011 (0,018) |

| | | | | | |
|-------------------------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Soltero | 0,038 (0,057) | 0,014 (0,046) | | 0,039 (0,057) | 0,045 (0,057) |
| Supingr | 0,197*** (0,057) | 0,198*** (0,056) | 0,192*** (0,056) | 0,200*** (0,056) | 0,231*** (0,056) |
| Medingr | 0,088 (0,048) | 0,088 (0,048) | 0,086 (0,048) | 0,088 (0,048) | 0,103* (0,048) |
| Alta_cualif | 0,187*** (0,055) | 0,187*** (0,055) | 0,186*** (0,055) | 0,193*** (0,052) | 0,197*** (0,054) |
| Media_cualif | 0,232*** (0,053) | 0,230*** (0,053) | 0,231*** (0,053) | 0,233*** (0,052) | 0,233*** (0,053) |
| Ahorro | 0,307*** (0,052) | 0,306*** (0,052) | 0,306*** (0,052) | 0,309*** (0,052) | 0,312*** (0,051) |
| Hombre | 0,039 (0,043) | 0,041 (0,043) | 0,037 (0,043) | 0,038 (0,043) | 0,053 (0,043) |
| Francia | -0,181* (0,079) | -0,183* (0,079) | -0,183* (0,079) | -0,174* (0,077) | -0,248** (0,078) |
| Alemania | 0,130 (0,076) | 0,126 (0,075) | 0,130 (0,075) | 0,133 (0,075) | 0,125 (0,075) |
| Italia | -0,236** (0,086) | -0,235** (0,085) | -0,238** (0,085) | -0,226** (0,083) | -0,219* (0,085) |
| Polonia | 0,496*** (0,092) | 0,495*** (0,092) | 0,494*** (0,092) | 0,502*** (0,091) | 0,463*** (0,092) |
| España | 0,159 (0,083) | 0,156 (0,083) | 0,154 (0,082) | 0,168* (0,081) | 0,163* (0,083) |
| Suecia | 0,937*** (0,077) | 0,936*** (0,077) | 0,939*** (0,077) | 0,942*** (0,076) | 0,899*** (0,076) |
| Reino Unido | 0,349*** (0,079) | 0,348*** (0,079) | 0,347*** (0,079) | 0,353*** (0,078) | 0,295*** (0,078) |
| Constante | -3,522*** (0,292) | -3,496*** (0,290) | -3,482*** (0,285) | -3,524*** (0,282) | -3,389*** (0,290) |
| <i>Wald χ^2</i> | 576,94*** (20 d.f.) | 576,30*** (19 d.f.) | 576,32*** (19 d.f.) | 576,84*** (18 d.f.) | 542,65*** (19 d.f.) |
| <i>R² Mcfadden</i> | 0,1027 | 0,1026 | 0,1026 | 0,1026 | 0,0954 |
| <i>Pseudolikelihood</i> | -2.741,02 | -2.741,29 | -2.741,25 | -2.741,13 | -2.763,12 |
| <i>Hosmer-Lemeshow χ^2</i> (8d.f.) | 3,86 | 2,79 | 1,60 | 3,45 | 9,67 |

Notas: estimaciones *probit* de la relación entre la probabilidad de ahorrar para la jubilación y las variables consideradas. ***, **, * significativos al 0,001, 0,01 y 0,05, respectivamente. Número de observaciones = 4.526. Errores estándar robustos entre paréntesis. d.f. representa los grados de libertad. Además, hemos analizado posibles problemas de heterocedasticidad y multicolinealidad. Aplicamos el test de Glesjer, a través de la regresión entre las diferentes variables incluidas en los modelos y los residuos. El hecho de que los coeficientes de la regresión no fueron significativos indica que no existen problemas de heterocedasticidad. Para determinar en qué medida la multicolinealidad supone un problema, se calcularon previamente los valores VIFs que, a excepción de las variables *edad* y *edad*² no excedían de 6, lo cual se considera adecuado (Hair et ál., 1998). Después, estimamos varios modelos considerando sólo la edad y obtuvimos resultados similares a los recogidos en la Tabla 5. Además, los test tradicionales de especificación indicaron que los modelos que incluían ambas variables relacionadas con la edad constituían una especificación más adecuada que aquellos que sólo consideraban una de ellas. Por tanto, la multicolinealidad no representa un gran problema de nuestro análisis.

Un grupo de variables resultan significativas en todos los modelos estimados. Por tanto, la decisión de ahorrar para la jubilación está relacionada negativamente con la edad al cuadrado y positivamente con la edad, la cultura financiera, los ingresos del hogar, el estatus laboral y el hábito ahorrador del individuo. Por el contrario, las variables relativas al nivel educativo, tamaño de la unidad familiar y género no resultaron significativas.

Además, el coeficiente positivo (negativo) de las variables dicotómicas relativas al país indica que, una vez descontados los efectos de las características propias del encuestado, los residentes en ese país tienen una mayor (menor) probabilidad de ahorrar para la jubilación que los residentes en Holanda. Así, la Figura 1 muestra las probabilidades estimadas de ahorrar para la jubilación en un individuo europeo medio en los diferentes países calculadas de acuerdo con el Modelo 1. En términos medios, con un nivel de confianza del 95%, se puede afirmar que la probabilidad de ahorrar para la jubilación se encuentra entre el 20.21% y el 27.89% para un italiano, mientras que para un sueco está entre el 64.31% y el 71.72%.

FIGURA 1: PROBABILIDAD ESTIMADA DE AHORRAR PARA LA JUBILACIÓN DE UN INDIVIDUO MEDIO (POR PAÍS)



Sin embargo, las variables dicotómicas constituyen una manera bastante precaria de capturar las diferencias entre países. Por tanto, comparamos los modelos *probit* recogidos en la tabla 5 utilizando medidas comunes de la bondad del ajuste lo que nos llevó a escoger el Modelo 1 como aquel con mayor capacidad explicativa. Dividiendo la información en ocho submuestras y utilizando el citado Modelo 1, realizamos nuevas estimaciones basadas en estos grupos (Tabla 6).

TABLA 6. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE AHORRAR PARA LA JUBILACIÓN (POR PAÍS)

| | Francia | | Alemania | | Italia | | Holanda | | Polonia | | España | | Suecia | | Reino Unido | |
|-------------------|----------------------|--------|---------------------|--------|---------------------|--------|----------------------|--------|---------------------|--------|----------------------|--------|----------------------|--------|---------------------|--------|
| | Coef. | E.M. | Coef. | E.M. | Coef. | E.M. | Coef. | E.M. | Coef. | E.M. | Coef. | E.M. | Coef. | E.M. | Coef. | E.M. |
| Edad | 0,300*** (0,053) | 0,091 | 0,067* (0,033) | 0,026 | 0,104* (0,049) | 0,033 | 0,110** (0,038) | 0,038 | 0,126** (0,044) | 0,050 | 0,202*** (0,048) | 0,078 | 0,105** (0,035) | 0,036 | 0,055 (0,032) | 0,021 |
| Edad ² | -0,003*** (0,001) | -0,001 | -0,001* (0,000) | 0,000 | -0,001* (0,001) | 0,000 | -0,001* (0,000) | 0,000 | -0,002** (0,001) | -0,001 | -0,002*** (0,001) | -0,001 | -0,001** (0,000) | 0,000 | -0,000 (0,000) | 0,000 |
| Univ | 0,454 (0,256) | 0,138 | 0,429 (0,240) | 0,165 | | | -0,296 (0,323) | -0,096 | | | 0,019 (0,282) | 0,007 | -0,121 (0,234) | -0,042 | -0,095 (0,251) | -0,037 |
| Sec | 0,492* (0,242) | 0,152 | 0,143 (0,222) | 0,054 | 0,023 (0,132) | 0,007 | -0,465 (0,283) | -0,172 | 0,002 (0,152) | 0,001 | 0,061 (0,279) | 0,023 | -0,197 (0,215) | -0,067 | -0,078 (0,226) | -0,030 |
| Cult_financ | 0,041 (0,118) | 0,013 | 0,412*** (0,105) | 0,153 | 0,414** (0,139) | 0,125 | 0,334** (0,120) | 0,115 | 0,424** (0,146) | 0,167 | 0,337* (0,133) | 0,127 | 0,046 (0,113) | 0,016 | 0,270* (0,114) | 0,105 |
| Tamfam | -0,018 (0,061) | -0,005 | -0,085 (0,056) | -0,032 | -0,025 (0,075) | -0,007 | 0,113** (0,039) | 0,040 | -0,087 (0,062) | -0,035 | 0,032 (0,060) | 0,012 | -0,010 (0,038) | -0,003 | -0,042 (0,059) | -0,016 |
| Soltero | 0,199 (0,175) | 0,062 | -0,328* (0,147) | -0,122 | 0,029 (0,220) | 0,009 | -0,008 (0,152) | -0,003 | -0,278 (0,205) | -0,110 | 0,211 (0,194) | 0,082 | 0,111 (0,139) | 0,038 | -0,030 (0,174) | -0,011 |
| Supingr | 0,082 (0,165) | 0,025 | -0,263 (0,163) | -0,097 | 0,065 (0,186) | 0,021 | 0,665** (0,215) | 0,252 | 0,276 (0,179) | 0,110 | 0,534** (0,186) | 0,209 | 0,356** (0,131) | 0,121 | 0,125 (0,164) | 0,049 |
| Medingr | 0,023 (0,132) | 0,007 | -0,012 (0,124) | -0,004 | -0,038 (0,143) | -0,012 | 0,396** (0,135) | 0,142 | 0,018 (0,183) | 0,007 | -0,016 (0,143) | -0,006 | 0,164 (0,145) | 0,055 | 0,110 (0,148) | 0,043 |
| Alta_cualif | 0,137 (0,143) | 0,041 | -0,061 (0,143) | -0,023 | 0,092 (0,155) | 0,030 | 0,256 (0,170) | 0,09 | 0,333 (0,195) | 0,132 | 0,016 (0,173) | 0,006 | 0,185 (0,168) | 0,062 | 0,489** (0,165) | 0,191 |
| Media_cualif | -0,094 (0,173) | -0,028 | 0,081 (0,134) | 0,031 | 0,072 (0,175) | 0,023 | 0,361* (0,149) | 0,127 | 0,488* (0,204) | 0,192 | -0,030 (0,199) | -0,012 | 0,158 (0,127) | 0,054 | 0,524*** (0,139) | 0,203 |
| Ahorro | 0,456** (0,171) | 0,120 | 0,209 (0,141) | 0,077 | 0,261 (0,144) | 0,080 | 0,386* (0,158) | 0,125 | 0,101 (0,156) | 0,040 | 0,247 (0,179) | 0,092 | 0,858*** (0,127) | 0,318 | 0,030 (0,135) | 0,012 |
| Hombre | -0,022 (0,125) | -0,007 | 0,011 (0,114) | 0,004 | 0,317* (0,152) | 0,096 | -0,001 (0,124) | 0,000 | -0,256 (0,155) | -0,102 | -0,026 (0,132) | -0,010 | 0,064 (0,111) | 0,022 | 0,241* (0,121) | 0,092 |
| Constante | -8,474*** (1,204) | | -1,900** (0,710) | | -3,040** (1,071) | | -3,770*** (0,830) | | -2,386** (0,868) | | -5,729*** (1,036) | | -2,735*** (0,767) | | -2,118** (0,712) | |
| N | 665 | | 674 | | 521 | | 589 | | 355 | | 482 | | 682 | | 558 | |

CONTINÚA

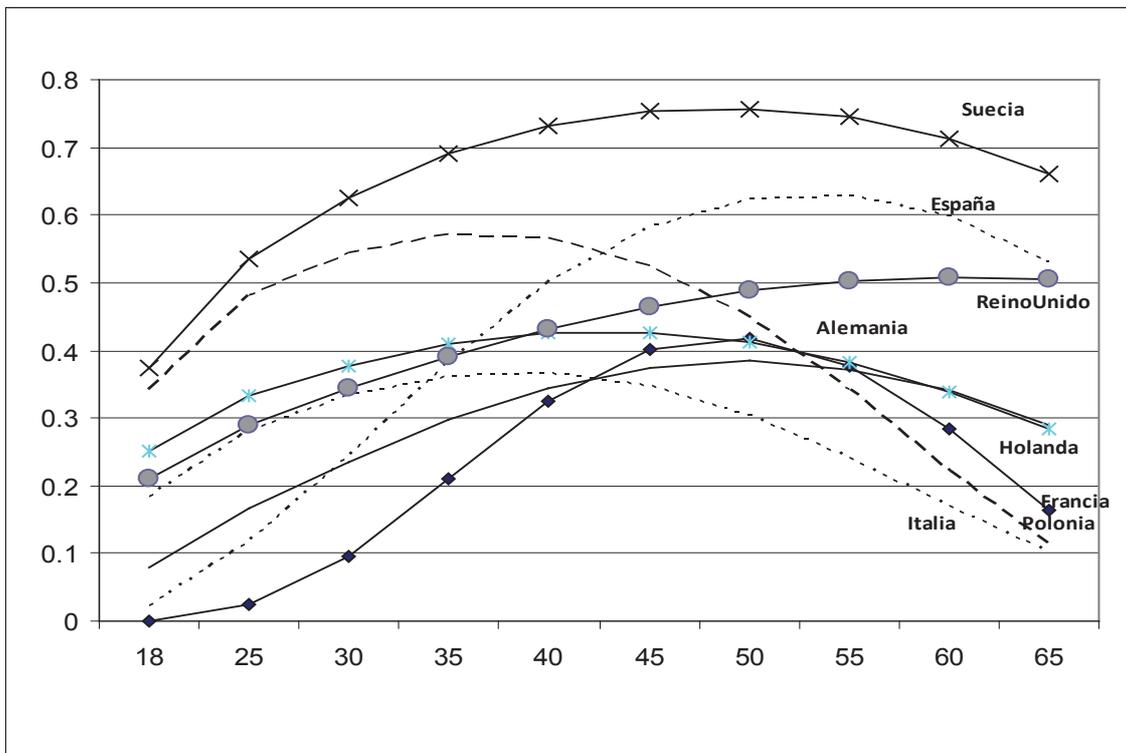
| | | | | | | | | |
|---------------------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Wald χ^2</i> | 61,81*** (13 d.f) | 37,12*** (13 d.f) | 41,02*** (12 d.f) | 92,46*** (13 d.f) | 40,14*** (12 d.f) | 84,87*** (13 d.f) | 91,50*** (13 d.f) | 46,96*** (13 d.f) |
| <i>R² Mcfadden</i> | 0,1064 | 0,0437 | 0,0658 | 0,1355 | 0,0894 | 0,1312 | 0,1167 | 0,0665 |
| <i>Pseudolikelihood</i> | -347,01 | -472,48 | -284,15 | -321,43 | -223,69 | -283,22 | -374,76 | -352,99 |
| <i>P obs.</i> | 0,2706 | 0,3783 | 0,2706 | 0,3259 | 0,4760 | 0,4087 | 0,6862 | 0,4121 |
| <i>P. predicción</i> | 0,2301 | 0,3722 | 0,2542 | 0,3010 | 0,4723 | 0,3929 | 0,7034 | 0,4043 |
| <i>Pendiente límite inferior Edad</i> | 0,298 | 0,066 | 0,102 | 0,109 | 0,125 | 0,202 | 0,104 | 0,054 |
| <i>t-test(p-values)</i> | 5.627***(0,000) | 2.060*(0,019) | 2.099*(0,018) | 2.902***(0,001) | 2.839***(0,002) | 4.207***(0,000) | 2.977***(0,001) | 1.717*(0,043) |
| <i>Pendiente límite superior Edad</i> | -0,978 | -0,034 | -0,071 | -0,033 | -0,098 | -0,044 | -0,034 | -0,003 |
| <i>F-test(p-values)</i> | -4,519***(0,000) | -2,126*(0,016) | -3,374***(0,000) | -1,63(0,051) | -3,484***(0,000) | -1,71*(0,043) | -1,947*(0,025) | -0,212(0,419) |
| <i>Sasabuchi test para U invertida (p-values)</i> | 4,52***(0,000) | 2,06*(0,019) | 2,10*(0,018) | 1,63(0,051) | 2,84***(0,002) | 1,72*(0,043) | 1,95*(0,025) | 0,21(0,416) |
| <i>Punto extremo</i> | 49,009 | 42,862 | 38,525 | 49,668 | 36,546 | 53,300 | 48,785 | 60,686 |
| <i>95% Int. Conf (método Feller)</i> | [47,190, 56,351] | [22,578, 52,962] | [11,027, 43,231] | [44,692, 78,506] | [28,518, 40,131] | [48,544, 68,823] | [44,675, 65,455] | [-, -] |

Notas: estimaciones *probit* de la relación entre la probabilidad de ahorrar para la jubilación y las variables consideradas. ***, **, * significativos al 0,001, 0,01 y 0,05, respectivamente. Errores estándar robustos entre paréntesis. d.f. denota los grados de libertad. E. M. representa los efectos marginales de cambios en las variables independientes sobre el valor de la variable dependiente, calculados para los valores medios de las variables independientes. Además, analizamos posibles problemas de heterocedasticidad y multicolinealidad. Como consecuencia, la variable *univ* fue eliminada de los modelos para Italia y Polonia debido a la presencia de multicolinealidad. El test de Sasabuchi fue estimado usando el programa *u-test* de Stata escrito por Lind y Mehlum (2007).

Los resultados obtenidos con este análisis empírico confirman algunas de las hipótesis de trabajo planteadas. En particular, la hipótesis del ahorro basada en el ciclo de vida (*Hipótesis 1a*) es apoyada tanto por los modelos globales como por los modelos por país, con la excepción de Reino Unido; la edad está positivamente asociada con el ahorro para la jubilación, en consonancia con DeVaney y Chiremba (2005), Huberman et ál. (2007) y Sundén y Surette (1998).

Además, apoyando la *Hipótesis 1b*, la probabilidad de ahorrar para la jubilación crece con la edad, pero a una tasa decreciente, alcanzando su máximo en la mayoría de países, en la década de los cuarenta (Figura 2).

FIGURA 2: PROBABILIDAD ESTIMADA DE AHORRAR PARA LA JUBILACIÓN PARA UN INDIVIDUO MEDIO (POR EDAD Y PAÍS)



Nuestras estimaciones no apoyan la *Hipótesis 2* sobre la importancia de la educación formal, ya que las variables UNIV y SEC no resultaron significativas en la mayoría de los modelos estimados. Ello difiere de lo encontrado por DeVaney y Chiremba (2005), Papke (2003), Seong-Lim et ál. (2000) y Sundén y Surette (1998). Éstos usaban una variable continua (años de educación) para medir la educación formal del inversor. Sin embargo, en la encuesta utilizada carecemos de una medida similar, lo cual podría explicar en parte la falta de significatividad de las variables referidas a la educación formal.

Por el contrario, la cultura financiera está significativa y positivamente asociada con el ahorro para la jubilación en seis de los ocho países y en los modelos globales (*Hipótesis 3*). Además, en los modelos donde resulta

significativa, los efectos marginales generalmente indican que dicha variable tiene el segundo mayor impacto sobre la decisión de ahorrar para la jubilación, después de las variables referidas a las características económicas del individuo. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Lusardi y Mitchell (2007).

El tamaño de la unidad familiar no está relacionado con el ahorro para la jubilación ya que ni la variable TAMFAM (*Hipótesis 4*) ni la variable SOLTERO (*Hipótesis 5*) resultaron significativas. Esta ausencia de significatividad podría estar asociada con la forma de aproximar el tamaño familiar. La información recopilada en el cuestionario no proporcionaba ni el número de hijos residentes en el hogar, por lo que tuvimos que utilizar el número de miembros, ni el estado civil del encuestado, por lo que sólo pudimos diferenciar a los encuestados que vivían solos.

Los ingresos mensuales netos de los hogares resultaron significativos en los modelos globales, español, sueco y holandés (*Hipótesis 6*). Los valores de los efectos marginales indican que, en relación con los individuos con menos de 1,500 euros de ingresos netos mensuales (grupo omitido), los grupos de mayores ingresos tienen una probabilidad entre un 0.12 y 0.25 superior de ahorrar para la jubilación. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Huberman et ál. (2007), Johannisson (2008), Malroutu y Xiao (1995), Papke (2003) y Seong-Lim et ál. (2000).

La categoría laboral de los encuestados es significativa en los modelos globales y en los estimados para Reino Unido, Polonia y Holanda (*Hipótesis 7*). Además, en el caso británico y polaco, los efectos marginales de estas variables indican que la categoría laboral del encuestado tiene el mayor impacto sobre la decisión de ahorro para la jubilación. Por ejemplo, para un trabajador “highwhite-collar” británico, la probabilidad de ahorrar para la jubilación es un 0.19 mayor que la de un trabajador “blue-collar”.

El hábito del ahorro está positivamente relacionado con el ahorro para la jubilación en los modelos globales y en los estimados para Francia, Suecia y Holanda (*Hipótesis 8*). Los coeficientes estimados implican que la probabilidad de que los franceses y holandeses que ahorren lo hagan orientados a la jubilación es un 0.12 mayor que la de los que no ahorran. Este efecto es incluso mayor en Suecia. Tales resultados son consistentes con los obtenidos por DeVaney y Chiremba (2005).

La *Hipótesis 9* no se ha confirmado. Sólo para el caso británico, el coeficiente estimado indica que la probabilidad de que los hombres ahorren para la jubilación es un 0.09 mayor que la de las mujeres. De acuerdo con Gerrans y Clark-Murphy (2004), la inclusión de la variable género de forma aislada puede generar la pérdida de información relevante, lo cual podría explicar en parte la escasa significatividad en la variable género.

Finalmente, los factores institucionales relativos a cada país también afectan a la decisión del individuo de ahorrar para la jubilación. Los efectos marginales de las dicotómicas de cada país en el Modelo 1 implican que, en

relación con los holandeses (grupo omitido), los polacos, británicos y suecos tienen una probabilidad superior (entre un 0,13 y un 0,35) de ahorrar para la jubilación. Por el contrario, vivir en Francia o Italia, donde los sistemas públicos de pensiones aún juegan un papel relevante, tiene una influencia negativa sobre el ahorro para la jubilación (siempre, respecto a Holanda).

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 están ahorrando lo suficiente para la jubilación. Nuestros resultados sugieren que hay un porcentaje significativo de europeos que no ahorran/ahorrarían para jubilación en el entorno europeo.

En particular, encontramos que el porcentaje de ahorradores para la jubilación varía ampliamente entre los países, si bien los determinantes de este comportamiento son bastante similares. Un primer resultado de nuestro estudio muestra que la probabilidad de ahorrar para la jubilación crece inicialmente con la edad, pero a una tasa decreciente.

Un segundo resultado relaciona positivamente la cultura financiera con la preparación de la jubilación. Los individuos con mayores conocimientos financieros tienen más tendencia a ahorrar para la jubilación. Esto sugiere que en los estudios empíricos sobre las decisiones financieras, es preferible analizar el efecto del conocimiento financiero en lugar de la influencia del nivel de educación.

En tercer lugar, las características económicas del individuo (ingresos y estatus laboral) influyen positivamente en su decisión de ahorrar para la jubilación; cuanto mayor sea su nivel de ingresos o estatus laboral, mayor su probabilidad de ahorrar para la jubilación.

En cuarto lugar, el hábito ahorrador está, en general, fuerte y positivamente asociado con los ahorros para la jubilación, subrayando la importancia crítica de las prácticas de gestión financiera en la planificación de la jubilación.

Nuestro quinto resultado muestra que los factores institucionales propios de cada país desempeñan un papel crucial sobre las actitudes individuales hacia la jubilación.

Los resultados obtenidos tienen importantes implicaciones. Primero, dado que hemos evidenciado que existe una amplia variabilidad en el porcentaje de individuos que ahorran/ahorrarían para su jubilación en función del país considerado, resulta crucial asegurar que los individuos y hogares puedan ahorrar en el entorno europeo para mantener sus estándares de vida actuales cuando tengan una edad avanzada. Cabe recordar a modo de ejemplo que casi el 70% de los suecos identificaban la jubilación como un propósito importante de su ahorro frente al aproximadamente 30% registrado entre los franceses e italianos. Por tanto, es imprescindible considerar esta heterogeneidad existente en el ahorro para la jubilación en el entorno europeo a la hora de

diseñar e impulsar estrategias orientadas a motivar al individuo a preparar adecuadamente su jubilación.

Segundo, los individuos deberían tener acceso a programas de educación financiera, especialmente aquellos que se encuentran en una situación económica desventajosa, puesto que encontramos que su cultura financiera ejerce una influencia directa y significativa sobre la decisión de ahorro para su jubilación. En algunos países, como por ejemplo EE.UU., los seminarios de jubilación es frecuente que sean ofrecidos por las empresas que ofrecen planes de pensiones o por los empresarios en el lugar de trabajo. En cualquier caso, el gobierno debería coordinarse con el sector privado para promocionar este tipo de formación. Además, estos seminarios son más efectivos si se dirigen a subgrupos de población, para así tener en cuenta las diferencias existentes en las necesidades y preferencias de ahorro.

Tercero, nuestros resultados muestran que cuanto mayor sea el nivel de ingresos o estatus laboral del individuo, mayor es la probabilidad de ahorrar para la jubilación. Por tanto, cualquier propuesta fiscal para promover los ahorros para la jubilación debería considerar como prioritarios a aquellos que económicamente están en desventaja.

Finalmente, las susodichas políticas deberían ser implantadas sin retraso en aquellos países que tienen una menor tradición de planes de pensiones privados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANZ Banking Group (2005): *ANZ Survey of Adult Financial Literacy in Australia*.
- Bajtelsmit, V. (1999): *Evidence of Risk Aversion in the Health and Retirement Study*, Department of Finance and Real Estate, Colorado State University.
- Bajtelsmit, V., Jianakoplos, N. (2000): *Women and Pensions: A Decade of Progress?*, Employee Benefit Research Institute, Washington.
- Browning, M., Lusardi, A. (1996): "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts", *Journal of Economic Literatures*, 34, 1797-1855.
- Cabrer-Borrás, B., Sancho, A., Serrano, G. (2001): *Microeconometría y decisión*, Pirámide Ediciones.
- DeVaney, S., Chiremba, S. (2005): "Comparing the Retirement Savings of the Baby Boomers and Other Cohorts", *US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics*.
- Diaz-Serrano, L., O'Neill, D. (2004): "The Relationship Between Unemployment and Risk-Aversion", *IZA Discussion Paper*, 1214.
- Gerrans, P., Clark-Murphy, M. (2004): "Gender Differences in Retirement Savings Decisions", *Journal of Pension Economics and Finance*, 3(2), 145-164.

- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., Black, W. (1998): *Multivariate Analysis*, Prentice Hall International, Englewood.
- Hayes, C., Parker, M. (1993): "Overview of the Literature on Pre-retirement Planning for Women", *Journal of Women and Aging*, 4(4):1-18.
- Huberman, G., Iyengar, S., Jiang, W. (2007): "Defined Contribution Pension Plans: Determinants of Participation and Contributions Rates", *Journal of Financial Services Research*, 31(1):1-32.
- 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.
- Lusardi, A. (2001): "Explaining Why So Many Households Do Not Save", *Center for Retirement Research Working Paper (2001)-05*, Septiembre.
- Lusardi, A., Mitchell, O. (2007): "Baby Boomer Retirement Security: The Roles of Planning, Financial Literacy, and Housing Wealth", *Journal of Monetary Economics*, 54(1), 205-224.
- Malroux, Y., Xiao, J. (1995): "Perceived Adequacy of Retirement Income", *Financial Counseling and Planning*, 6, 7-23.
- Moreno-Badía, M. (2006): "Who Saves in Ireland?: The Micro Evidence", *IMF Working Paper*, 06/131, Mayo (2006).
- OCDE (1998): *Maintaining Prosperity in an Ageing Society*, OCDE, París.
- OCDE (2008): *OECD Employment Outlook (2008)*, OCDE, París.
- OCDE (2009): *Pensions at a Glance 2009: Retirement-Income Systems in OECD Countries*, OCDE, París.
- Papke, L. (2003): "Individual Financial Decisions in Retirement Saving Plans: The Role of Participant-direction", *Journal of Public Economics*, 88(1-2), 39-61.
- Richardson, V., Kilty, K. (1989): "Retirement Financial Planning Among Black Professionals", *The Gerontologist*, 29(1), 32-37.
- Seong-Lim, L., Myung-Hee, P., Montalto, P. (2000): "The Effect of Family Life Cycle and Financial Management Practices on Household Saving Patterns", *International Journal of Human Ecology*, 1(1), 79-93.
- Shaw, L., Hill, C. (2002): "The Gender Gap in Pension Coverage: What Does the Future Hold", *Washington, DC: Institute for Women's Policy Research*. Retrieved, abril, 24.
- Sundén, A., Surette, B. (1998): "Gender Differences in the Allocation of Assets in Retirement Savings Plans", *American Economic Review*, 88(2), 207-211.