

*Artículo de investigación***El volumen de ahorro previsional en un sistema de reparto: una perspectiva sociodemográfica***Submitted in 15, December 2016**Accepted in 04, April 2017**Evaluated by a double blind review system***LUCÍA REY-ARES ¹, MILAGROS VIVEL-BÚA ², RUBÉN LADO-SESTAYO ³,
SARA FERNÁNDEZ-LÓPEZ ⁴****Resumen Estructurado**

Propósito: La sostenibilidad del sistema público de pensiones está siendo objeto de un importante debate en España, motivado por su actual situación socioeconómica. En este contexto, se hace un énfasis mayor en la necesidad de fomentar el ahorro privado complementario de cara a la jubilación, siendo el objetivo principal de esta investigación analizar las variables que determinan el volumen de ahorro privado y voluntario que los/as españoles/as canalizan a través de planes de pensiones de esta naturaleza.

Diseño/metodología/enfoque: Una muestra de 45.620 observaciones en el período 2008-2011 es analizada, estimándose modelos de Poisson y Binomial Negativa (tipos I y II).

Resultados: En general, los resultados muestran que nivel educativo, renta, mejor estado de salud, número de hijos/as, tenencia de vivienda en propiedad, estar laboralmente ocupado/a, tenencia de un contrato laboral indefinido, número de años cotizados, rentas de capital y edad se relacionan positivamente con el volumen de ahorro previsional voluntario; signo contrario al efecto del género femenino y el tamaño de la unidad familiar.

Originalidad/valor: Las principales contribuciones de esta investigación están referidas a la novedad en el ámbito de estudio geográfico, focalizado en un sistema de reparto implantado en Europa, a diferencia de trabajos previos más centrados en el ámbito anglosajón donde los planes de pensiones privados gozan de una mayor tradición; y al estudio del volumen de ahorro previsional voluntario, y no tanto la decisión de ahorro, *per se*, en estos productos financieros.

Palabras clave: determinantes, ahorro, volumen, jubilación, reparto, plan de pensiones.

1. Introducción

Dentro de las decisiones de ahorro, y más concretamente, de ahorro financiero, una de máxima importancia es la cantidad de dinero que las personas destinan para su jubilación a través de planes de pensiones de carácter individual y voluntario.

¹ Universidade de Santiago de Compostela. E-mail: lucia.rey@usc.es.

² Universidade de Santiago de Compostela. E-mail: mila.vivel@usc.es.

³ Universidade da Coruña. E-mail: ruben.lado.sestayo@udc.es.

⁴ Universidade de Santiago de Compostela. E-mail: sara.fernandez.lopez@usc.es.

Actualmente, desde las instituciones públicas y el sector privado se transmite al individuo la responsabilidad de ahorrar para su jubilación y no confiar exclusivamente en las prestaciones públicas (Fernández-López, Vivel, Otero & Rodeiro, 2012; Romero, García & Vázquez, 2014). Ello es especialmente importante en los sistemas de reparto donde los recursos son compartidos entre trabajadores/as y jubilados/as a través de transferencias. Así, en este contexto, los sistemas públicos de pensiones han sido protagonistas de un intenso debate en torno a su reforma, para dar respuesta al nuevo entorno social caracterizado por entre otros factores, un envejecimiento poblacional progresivo, un alto desempleo y un reducido nivel salarial que, a juicio de algunos expertos, ponen en duda su sostenibilidad. Dado este contexto, las instituciones han destacado la necesidad de que la ciudadanía ahorre para su jubilación a título particular, con el objeto de alcanzar una cobertura financiera óptima durante esta etapa de su vida. Unos de los productos financieros más populares en España han sido los planes de pensiones, promovidos desde los organismos públicos a través de deducciones fiscales a las aportaciones anuales realizadas. Sin embargo, cabe cuestionar si los individuos son homogéneos cuando invierten en este producto financiero; esto es, si están en igualdad de condiciones o presentan una actitud similar, además de conocer cuáles son los factores que los influyen, especialmente, en el nuevo contexto económico y social generado a partir de la crisis iniciada en 2008.

Así, esta investigación tiene como objetivo analizar el volumen de ahorro previsional voluntario a través de planes de pensiones en el sistema de reparto español durante el reciente período de crisis 2008-2011. En particular, se estudian qué variables actúan como inductores de este ahorro en un período caracterizado, como antes se indicó, por una importante crisis económico-financiera. De esta forma, aportamos evidencia inédita del caso español y, al mismo tiempo, contribuimos a un mayor conocimiento del caso europeo, dado que la mayoría de literatura financiera previa está contextualizada en países anglosajones y, además, se centra en el análisis de la decisión de ahorro y no tanto en la cantidad ahorrada.

El trabajo se organiza en un total de cinco apartados. Tras esta introducción, el segundo epígrafe se reserva para el establecimiento del marco teórico de la investigación, mientras que el tercer epígrafe expone el estudio empírico, a través de la presentación de las variables y la muestra, así como la descripción de la metodología y los principales resultados estadístico-descriptivos y econométricos que se han obtenido. Finalmente, los apartados cuarto y quinto se reservan para el comentario de las principales conclusiones y la bibliografía, respectivamente.

2. Literatura relacionada

La revisión de la literatura financiera revela que son numerosos los estudios empíricos que abordan el análisis de los factores microeconómicos que afectan a la decisión de ahorro para la jubilación. Estos factores engloban variables de muy diversa naturaleza, que comprenden desde aquellas de carácter demográfico hasta variables económicas; educacionales; psicológicas, como las preferencias de riesgo financiero; o culturales, como la orientación política o la práctica de religiones, entre otras.

La hipótesis del ciclo de vida, surgida entre los años cincuenta y sesenta (Ando & Modigliani, 1963; Modigliani & Brumberg, 1954) sugiere que la renta de las personas varía de forma sistemática a lo largo de su ciclo vital, alcanzando su máximo en los años previos a la jubilación. De esta hipótesis se deriva que los individuos tratarán de distribuir sus recursos económicos a lo largo de todo su ciclo vital, atesorando recursos

durante su vida activa para tratar de mantener un nivel de consumo y utilidad similares durante la jubilación, cuando sus ingresos experimenten una considerable reducción. Por consiguiente, es de esperar que cuanto mayor sea la edad de una persona -hasta alcanzar su jubilación-, mayor será su probabilidad de ahorro, como también así ha constatado la evidencia empírica (DeVaney & Chiremba, 2005; Hira, Rock & Loibl, 2009; Lum & Lightfoot, 2003; Yang & DeVaney, 2012). Sin embargo, existen algunos estudios que han mostrado que el efecto de la edad sobre el ahorro para la jubilación no es solo de tipo lineal, afectando al ritmo de crecimiento que experimenta dicho ahorro. A este respecto, Huberman, Iyengar y Jiang (2007) encuentran que el ahorro para la jubilación aumenta conforme las personas se aproximan a la edad del retiro, pero lo hace a un ritmo decreciente. A igual conclusión llegan Fernández-López et al. (2012) y Fernández-López, Otero, Vivel y Durán (2015), quienes constatan que la probabilidad de ahorro para la jubilación aumenta inicialmente con la edad hasta que se alcanza un máximo, entre los cuarenta y cincuenta años, a partir del cual el ritmo de crecimiento se ralentiza.

La variable renta ha sido señalada por todos los enfoques económicos como una de las variables determinantes del ahorro para la jubilación, demostrándose su influencia sobre el mismo para el caso estadounidense (Hira et al., 2009; Huberman et al., 2007; Lum & Lightfoot, 2003; Yang & DeVaney, 2012), español (Fernández-López et al., 2012) o noruego (Johannisson, 2008). La relación entre ambas variables parece evidente, a la vista de que, a mayores niveles de ingresos, mayores serán los recursos económicos disponibles para ahorrar e invertir. Lum y Lightfoot (2003) argumentan que, adicionalmente, el ahorro privado a través de planes de pensiones puede resultar más atractivo para las personas de mayor nivel de ingresos, como resultado de los beneficios fiscales que puede conllevar el ahorro a través de estos instrumentos financieros, como así ha venido ocurriendo en España durante los últimos tiempos.

Adicionalmente, como sugieren Huberman et al. (2007), las personas con un menor nivel de ingresos pueden percibir una menor necesidad de ahorrar para su jubilación, pues esperan que los sistemas públicos de pensiones sean capaces de compensar, en mayor medida, las posibles diferencias salariales de su vida laboral.

Desde la perspectiva del empleo del individuo, la situación laboral puede afectar a la capacidad de ahorro para la jubilación desde una doble vertiente, como así se refleja en Fernández-López et al. (2012). Así, existe un efecto indirecto a través de la correlación de estas variables con la variable renta o ingresos, que proporciona los recursos económicos necesarios para ahorrar. Además, existe un efecto directo a través de los beneficios adicionales – tales como seguros médicos o de vida – vinculados a determinados empleos, que liberan recursos económicos para ahorrar, o bien con la posible participación de determinados trabajadores en planes de pensiones de empresa, que, en cierta medida, contribuyen a su familiarización con la planificación financiera de cara a la jubilación.

Las diferencias de género entre personas parecen influir sobre la probabilidad de disponer de un plan de pensiones privado. Tal y como constatan la mayor parte de investigaciones previas, las mujeres parecen mostrarse menos proclives al ahorro para la jubilación (Díaz-Serrano & O’Neil, 2004; Lum & Lightfoot, 2003), lo que podría explicarse, al menos en parte, por sus menores niveles de cultura financiera (Alessie, van Rooij & Lusardi, 2011; Fornero & Monticone, 2011) y sus peores condiciones económicas y laborales. No obstante, diversos autores entre los que destacamos a Huberman et al. (2007), Johannisson (2008) o Sundén y Surette (1998), proponen la existencia de una relación de signo positivo entre el hecho de ser mujer y la

probabilidad de ahorrar para la jubilación. A este respecto, señalan que la mayor aversión al riesgo del género femenino podría traducirse en un impulso de su actitud ahorradora, que además puede verse inducida por dos motivos adicionales: la mayor esperanza de vida de las mujeres, lo que supone que han de financiar un período de jubilación más extenso; y las características de los sistemas públicos de pensiones, que al realizar el cálculo de las pensiones sobre los ingresos obtenidos durante la vida laboral, y ser estos de cuantía inferior en el caso de las mujeres, hace necesario que estas realicen un mayor ahorro para su jubilación, para así tratar de compensar este efecto negativo (Johannisson, 2008).

La literatura financiera coincide en señalar que las personas con un compromiso formal de pareja (personas casadas o parejas de hecho) presentan generalmente una mayor probabilidad de ahorro para la jubilación (DeVaney & Chiremba, 2005; Fontes, 2011; Guataquí, Rodríguez-Acosta & García-Suaza, 2009), que podría tener su explicación en: el hecho de que las personas casadas suelen estar más preocupadas por el mantenimiento de la estabilidad financiera de su unidad familiar (Johannisson, 2008) o en las posibles economías de escala que podrían obtener las parejas al compartir espacios y bienes, y distribuir de forma óptima su tiempo entre el trabajo y las tareas domésticas (Blau, Ferber & Winkler, 2002).

El nivel de ahorro que una persona puede alcanzar depende, entre otros aspectos, de la fase del ciclo de vida en la que se encuentre la familia (Seong-Lim, Myung-Hee & Montalto, 2000). Así, Malroux y Xiao (1995) encuentran que la mayor capacidad de ahorro se alcanza cuando los/as hijos/as han crecido y las hipotecas se han amortizado, lo que libera una mayor cantidad de recursos económicos que podrían destinarse al ahorro para la jubilación. De este argumento se deriva la menor probabilidad de ahorro de aquellas personas que tienen hijos/as, en especial cuando estos/as siguen siendo económicamente dependientes de sus progenitores, consecuencia de los altos gastos que conlleva su manutención y educación, que limitan los recursos económicos que podrían destinarse a otros fines, como el ahorro para la jubilación (van Groezen, Kiiver & Unger, 2009).

En general, ocurre que aquellas personas que disponen de un mayor nivel de educación formal, tienen mayores habilidades para llevar a cabo planificaciones financieras (Bernheim & Scholz, 1993; Lee, Park & Montalto, 2000; Seong-Lim et al., 2000; van Groezen et al., 2009); así como menores barreras de entrada, en lo que a costes de búsqueda y comprensión de la información financiera se refiere. Ambos aspectos facilitarían el ahorro para la jubilación a través de instrumentos de cierta complejidad, como son los planes de pensiones.

La tenencia de una vivienda en propiedad es otro de los determinantes cuyo efecto positivo sobre el ahorro para el retiro ha sido constatado por la literatura financiera (DeVaney & Chiremba, 2005; Fontes, 2011; Yuh & Hanna, 2010). Hasta cierto punto, podría asumirse que las personas que han comprado una vivienda, están dotadas de la experiencia financiera y los recursos necesarios para afrontar el proceso de compra, y además, podrían ir más allá en su habilidad para manejarse con los recursos financieros (Fontes, 2011), lo que las hace más proclives al ahorro privado para el retiro. Si bien, la evidencia empírica encontrada por Torricelli, Urzì y Santantonio (2016) para el caso italiano revela que la tenencia de una vivienda en propiedad reduce la probabilidad de participar en planes de pensiones complementarios, reforzando la idea de un posible trade-off entre la inversión en vivienda y el ahorro a través de planes de pensiones privados.

La evidencia empírica parece constatar que la población residente en áreas urbanas es más proclive al ahorro para su jubilación a través de planes de pensiones, como han demostrado Fontes (2011) y Guataquí et al. (2009) para los casos estadounidense y colombiano, respectivamente. Aunque a priori cabría esperar una relación de signo negativo entre la tasa de urbanización y el ahorro privado, consecuencia de la mayor volatilidad de la renta de la población residente en áreas rurales -población ocupada, en su mayoría, en el sector primario-, lo que lleva a ahorrar más por el motivo precaución (Ferré, García & Ramajo, 2004); la evidencia empírica encuentra una relación de signo positivo entre la tasa de urbanización y el ahorro para la jubilación, como se ha señalado previamente, que podría tener su explicación en los mayores niveles educativos y de ingresos, y el menor grado de aversión al riesgo que suelen caracterizar a la población que se concentra en áreas urbanas.

Lum y Lightfoot (2003) han encontrado, para la población estadounidense, que el estado de salud afecta significativamente sobre la probabilidad de que una persona disponga de una cuenta de ahorro individual para la jubilación, así como sobre la cantidad de dinero depositada en la misma. Tres son las vías principales que sugieren como explicativas de la relación negativa entre el ahorro para la jubilación y la tenencia de un estado de salud poco favorable:

- La necesidad de una mayor atención sanitaria, y los costes que de esta se derivan, podrían conllevar una reasignación de los recursos financieros, con la consiguiente reducción de los recursos económicos disponibles para invertir en planes de pensiones.
- Los cambios en los horarios de trabajo que pueden verse obligadas a realizar las personas que o bien ellas o bien sus cónyuges/parejas no gozan de un buen estado de salud, podrían afectar negativamente a la participación en planes de pensiones de empresa, que contribuyen a la familiarización de las personas con la dinámica de los planes de pensiones.
- La preferencia temporal, que ante estados de salud poco favorables, hace más atractivo el consumo actual frente al ahorro. Es probable que una persona próxima a su jubilación, si percibe que su estado de salud es poco favorable, considere que su esperanza de vida será corta, y opte por el disfrute presente de sus recursos económicos, consciente de que su tiempo de disfrute de los recursos ahorrados en planes de pensiones será corto.

3. Análisis empírico

3.1. Muestra

Esta investigación analiza los factores determinantes del volumen invertido en planes de pensiones por parte de una muestra de la población española en el período 2008-2011. La fuente de información estadística utilizada es la *Encuesta de Condiciones de Vida* elaborada anualmente por el Instituto Nacional de Estadística (INE) español.

La *Encuesta de Condiciones de Vida* - en adelante *ECV* -, en terminología inglesa, *European Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC), pertenece al conjunto de operaciones estadísticas armonizadas para los países de la Unión Europea, y su objetivo principal es disponer de una fuente de referencia, susceptible de comparaciones internacionales, acerca de la distribución de ingresos y la exclusión social en el contexto europeo.

Realizada desde el año 2004 en España, en sustitución del *Panel de Hogares de la Unión Europea*, la *ECV* combina las dimensiones transversal y longitudinal, y ofrece información detallada acerca de los aspectos del nivel y condiciones de vida y de la cohesión social que se citan a continuación: situación económica de los hogares privados; pobreza, privación, protección mínima e igualdad de trato entre mujeres y hombres; empleo y actividad, así como cuidado de niños/as; jubilaciones, pensiones y situación socioeconómica de las personas de edad; vivienda y costes asociados; desarrollo regional y movimientos migratorios; y nivel de formación, salud y efectos de ambos sobre la condición socioeconómica, entre otros.

A partir de la información del hogar y de la información individual, tanto de las personas encuestadas como de las corresidentes en el hogar, se ha construido la muestra objeto de estudio. En primer lugar, se han unido los datos generales y específicos a nivel individuo y hogar, separadamente. Posteriormente, sobre la base de datos referida a individuos se ha incorporado la información del hogar, obteniéndose una única base de datos con toda la información disponible. Esto ha dado lugar a una base de datos de 86.369 observaciones para el período 2008-2011, con información de individuos de todas las edades, si bien dicha información no está disponible para todas y cada una de las observaciones.

3.2. Variables

En lo que a variables de estudio se refiere, definimos en primer lugar la variable dependiente como “las aportaciones - expresadas en euros - a planes de pensiones privados e individuales en el año anterior a la entrevista”. Asimismo, a partir de la revisión de la literatura financiera recogida en el apartado anterior, se identifican y definen las variables independientes o explicativas, o, de forma análoga, los determinantes del ahorro para la jubilación a través de planes de pensiones, que serán descritos en la tabla 1.

Tabla 1 – Variables independientes: identificación y definición

Variable [nombre variable]	Definición
Edad edad	Años del individuo.
Edad ² edad_cuadrado	Años del individuo al cuadrado.
Educación nivel_estudios	El nivel educativo ha sido clasificado en cinco categorías, siguiendo las directrices del <i>Consejo Nacional de Educación</i> . La categoría base es: “Estudios Primarios”. El resto de categorías son: “Secundaria nivel 1”, “Secundaria nivel 2”, “Formación Profesional (FP) de grado superior” y “Estudios superiores”.
Ingresos renta_hogar_ano_anterior	Renta bruta del hogar en el año anterior a la encuesta, expresada en euros. Esta renta incluye: ingresos del trabajo por cuenta ajena, beneficios/pérdidas del trabajo por cuenta propia, prestaciones sociales, rentas procedentes de esquemas privados de pensiones no relacionados con el trabajo, transferencias entre otros hogares, ingresos percibidos por menores, así como el resultado de la declaración por el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) y por el Impuesto sobre el Patrimonio.
Situación laboral activo	Variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo está trabajando; y el valor 0 si el individuo está en paro u otro tipo de inactividad.
Temporalidad indefinido	Variable dicotómica que toma el valor 1 si el contrato de trabajo del individuo es indefinido; y el valor 0 en caso contrario.
Años cotizados vida_laboral	Número de años que el individuo ha trabajado de forma regular.
Tamaño unidad familiar num_miembros_hogar	Número de miembros de la unidad familiar.
Número de hijos num_hijos_persona	Número de hijos que existen en la unidad familiar.

<i>Estado civil compromiso_pareja</i>	Variable dicotómica que toma el valor 1 si la persona encuestada tiene un compromiso formal de pareja (casada o pareja de hecho); y el valor 0 en caso contrario.
<i>Área residencia grado_urbanizacion</i>	Grado de urbanización de la zona de residencia del individuo. Se utilizan tres categorías: “alto grado de urbanización”, “grado medio de urbanización” y “grado bajo de urbanización”. Como categoría base se utiliza “alto grado de urbanización”.
<i>Género sexo</i>	Variable dicotómica que toma el valor 1 para mujeres; y valor 0 para hombres.
<i>Propiedad vivienda vivienda_propiedad</i>	Variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo reside en una vivienda de su propiedad; y el valor 0 en caso contrario.
<i>Rentas de capital renta_bienes_capital</i>	Ingresos provenientes de alquileres propiedades o terrenos en el año anterior a la encuesta, expresados en euros.
<i>Salud muy_buena_salud</i>	Variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo considera que tiene muy buena salud; y el valor 0 en caso contrario.

Fuente: elaboración propia.

3.3. Descriptivos

La tabla 2 identifica los estadísticos descriptivos de la muestra final, formada por 45.620 observaciones, de las cuales 39.869 (17.482 personas) se corresponden con individuos que no realizan aportaciones a planes de pensiones privados e individuales frente a 5.751 que sí aportan (3.233 personas).

En conjunto, podemos observar que la edad media se sitúa en torno a los 41 años, en una muestra donde el 53% de las personas integrantes son mujeres. En relación con el nivel de estudios, el 28,29% de la muestra tiene estudios superiores frente a un 18,92% que solo tienen estudios de primaria. Asimismo, en lo que respecta a la situación laboral, un 53% de la muestra está ocupada y un 41% dispone de un contrato laboral de carácter indefinido; mientras que el número medio de años cotizados a la Seguridad Social se sitúa próximo a los 13 años. Un 61% de las personas que integran la muestra tiene un compromiso de pareja estable -casado/a o pareja de hecho-, mientras que un 20% considera que goza de muy buena salud.

Respecto al hogar, el número medio de individuos en el hogar es 3,44, existiendo una media de 0,83 hijos. El 83% de la muestra reside en una vivienda de su propiedad o en una propiedad de alguno de sus corresidentes. Además, la renta media del hogar en el año anterior a la realización anual de la encuesta es de 31.400 euros, mientras que los ingresos provenientes de alquileres, propiedades o terrenos en el mismo período alcanzan una media algo superior a los 360 euros.

Tabla 2 – Estadísticos descriptivos (2008-2011)

<i>Variable</i>	<i>Obs.</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
<i>edad</i>	45.620	41,54	13,35	18,00	65,00
<i>renta_hogar_ano_anterior</i>	45.620	31.400	19.200	-100.000	195.000
<i>activo</i>	45.620	0,53	0,50	0	1,00
<i>indefinido</i>	45.620	0,41	0,49	0	1,00
<i>vida_laboral</i>	45.620	12,67	14,46	0	57,00
<i>num_miembros_hogar</i>	45.620	3,44	1,31	1,00	14,00
<i>num_hijos_persona</i>	45.620	0,83	0,98	0	8,00
<i>compromiso_pareja</i>	45.620	0,61	0,49	0	1,00
<i>sexo</i>	45.620	1,53	0,50	1,00	2,00
<i>vivienda_propiedad</i>	45.620	0,83	0,38	0	1,00
<i>renta_bienes_capital</i>	45.620	362,83	2.230	0	66.000
<i>muy_buena_salud</i>	45.620	0,20	0,40	0	1,00

Nota: Obs. hace referencia al número de observaciones.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ECV.

La tabla 3 muestra este análisis descriptivo diferenciando la muestra en función de si los individuos realizan o no aportaciones voluntarias a planes de pensiones. Así, observamos que aquellas personas que realizan aportaciones presentan, en términos generales, valores medios más elevados en todas las variables, respecto a las personas que no realizan aportaciones. A través del análisis de diferencia de medias, se puede comprobar que las diferencias detectadas entre ambos colectivos son significativas.

Los individuos que realizan aportaciones presentan una mayor edad media, son en su mayoría hombres y presentan peores condiciones de salud. Los datos relativos a su actividad laboral muestran que, en mayor medida, están en situación activa, disponen de un contrato indefinido y de una vida laboral más extensa (en lo que a años de cotización a la Seguridad Social se refiere).

En lo que respecta a su situación social, los individuos que realizan aportaciones a planes de pensiones viven en hogares menos numerosos, pero presentan un mayor número de hijos y tienen pareja en mayor medida. La información acerca de la situación patrimonial revela, que en términos relativos, son más las personas que ahorran para la jubilación que viven en viviendas en propiedad y tienen mayores ingresos, también en rentas de capital, provenientes estas de alquileres de propiedades o terrenos.

Tabla 3 – Estadísticos descriptivos en función de si los individuos realizan o no aportaciones a planes de pensiones y test de diferencia de medias (2008-2011)

Variable	Análisis descriptivo						Diferencia de medias	
	Aportaciones a planes pensiones	Obs.	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo	T-Student	P-Value
edad	Sí	5.751	48,47	9,35	18,00	65,00	-42,92	0,000***
	No	39.869	40,54	13,54	18,00	65,00		
renta_hogar_ano_anterior	Sí	5.751	39.900	22.100	-46.300	175.000	-36,55	0,000***
	No	39.869	30.100	18.400	-100.000	195.000		
activo	Sí	5.751	0,77	0,42	0	1,00	-38,69	0,000***
	No	39.869	0,50	0,50	0	1,00		
indefinido	Sí	5.751	0,69	0,46	0	1,00	-47,19	0,000***
	No	39.869	0,37	0,48	0	1,00		
vida_laboral	Sí	5.751	21,61	14,50	0	54,00	-51,60	0,000***
	No	39.869	11,38	13,99	0	57,00		
num_miembros_hogar	Sí	5.751	3,22	1,17	1,00	10,00	13,74	0,000***
	No	39.869	3,47	1,33	1,00	14,00		
num_hijos_persona	Sí	5.751	1,11	0,97	0	8,00	-22,91	0,000***
	No	39.869	0,79	0,98	0	8,00		
compromiso_pareja	Sí	5.751	0,80	0,40	0	1,00	-31,78	0,000***
	No	39.869	0,59	0,49	0	1,00		
sexo	Sí	5.751	1,50	0,50	1,00	2,00	4,75	0,000***
	No	39.869	1,53	0,50	1,00	2,00		
vivienda_propiedad	Sí	5.751	0,91	0,29	0	1,00	-17,15	0,000***
	No	39.869	0,82	0,39	0	1,00		
renta_bienes_capital	Sí	5.751	632,77	3.150,00	0	66.000,00	-9,82	0,000***
	No	39.869	323,89	2.060,00	0	60.000,00		
muy_buena_salud	Sí	5.751	0,17	0,37	0	1,00	6,50	0,000***
	No	39.869	0,21	0,40	0	1,00		

Nota: Obs. Hace referencia al número de observaciones. ***, ** y * indican significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.
Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ECV.

3.4. Estudio multivariante

El análisis de los determinantes del volumen invertido por los/as españoles/as para su jubilación a través de planes de pensiones es realizado a través de la estimación de modelos de Poisson y Binomial Negativo Tipo I y Tipo II.

Debido a la naturaleza de la variable objeto de estudio (“euros invertidos en planes de pensiones”), la función de distribución se define para valores exclusivamente positivos y enteros. En consecuencia, la utilización de un modelo de datos de conteo es preferible a la utilización de un modelo lineal clásico. Tal y como argumentan diversos autores, el modelo de Poisson es más adecuado frente a un modelo lineal cuando se considera el análisis de fenómenos de conteo (Baltagi, 2010; Cameron & Trivedi, 2013; Winkelmann, 2000). Bajo esta especificación, la esperanza de la variable dependiente presenta la siguiente distribución:

$$\Pr(Y=y|X) = (e^{-u(x)}) \frac{[u(x)]^y}{y!}$$

Bajo esta modelización, la media condicional u_{it} es función exponencial del conjunto de variables explicativas, siguiendo la forma:

$$u = e^z$$

$$z = \alpha + \beta x$$

Nótese que en este modelo se asume que la media y la varianza coinciden, lo que se conoce como equidispersión: $E(Y) = u$

$$\text{VAR}(Y) = u$$

El supuesto de equidispersión es muy restrictivo, especialmente considerando el fenómeno estudiado, ya que exige que la varianza aumente de igual forma que lo hace la medida esperada. Como alternativa, existen otras aproximaciones que permiten evitar la hipótesis de equidispersión, al establecer modelizaciones alternativas de la varianza. Este aspecto es importante debido a la potencial existencia de heterogeneidad inobservable, ya que puede estar asociada a una sobredispersión, así como a una mayor aparición de valores nulos (ceros) que lo predicho por el modelo de Poisson. La forma de tratar esta heterogeneidad pasa por su modelización explícita.

Para la modelización de la heterogeneidad, existen dos aproximaciones destacadas en la literatura, que parten de la generalización del modelo de Poisson, incorporando un efecto inobservable ϕ de carácter aleatorio e igual a la media condicional. Esta transformación mantiene la media esperada, si bien permite incrementar la varianza. Una opción es suponer que ϕ sigue una distribución gamma con media igual a uno y varianza proporcional a la media αu , dando lugar al conocido como modelo binomial negativo tipo II o cuadrático:

$$E(y | x, \phi) = \mu(x, \beta) \phi = \exp(\beta'x) \phi$$

$$\text{VAR}(Y) = (1 + \alpha u)u$$

La segunda alternativa propuesta al modelo binomial negativo tipo II es considerar que ϕ sigue una distribución gamma con media igual a uno y varianza constante δ . Esta aproximación es la conocida como binomial negativa tipo I o lineal:

$$\text{VAR}(Y) = (1 + \delta)u$$

Debido a la especificación del modelo, los coeficientes estimados representan semielasticidades para el caso de variables continuas, y elasticidades en el caso de que las variables se presenten en logaritmos en relación a la media esperada. Por su parte, en el caso de variables dummy o dicotómicas, los coeficientes estimados reflejan en qué medida la media condicional es e^{β} veces superior en caso de que la variable dummy tome el valor 1 (conocido como hazard ratio). Ante estos resultados, resulta de interés calcular el efecto marginal, ya que permite analizar el aumento de las aportaciones (en euros) como consecuencia de una variación de una unidad en las variables dependientes. Una síntesis de los modelos utilizados puede observarse en la tabla 4.

Tabla 4 – Síntesis de modelos utilizados

Modelo	Especificación del modelo	Varianza
Poisson	$\Pr(Y = y X) = \frac{e^{-u(x)} u(x)^y}{y!}$	$VAR(Y) = u$
Binomial Negativa tipo I		$VAR(Y) = (1 + \delta)u$
Binomial Negativa tipo II		$VAR(Y) = (1 + \alpha u)u$

Fuente: elaboración propia.

La tabla 5 identifica los resultados obtenidos con la estimación de modelos de Poisson y binomial negativa-tipo I y tipo II-. De este modo, la evidencia empírica para el caso español nos permite afirmar que el volumen aportado a planes de pensiones se relaciona positivamente con el nivel de educación formal, de forma que aquellas personas con un nivel de estudios secundario o superior son, en comparación con las personas que tienen estudios primarios, más proclives al ahorro para la jubilación, lo que podría venir motivado por la capacitación en cuanto a las habilidades y destrezas que se derivan de la educación, y que podrían aprovecharse para llevar a cabo una planificación financiera de la jubilación. Lum y Lightfoot (2003) constataron para el caso estadounidense que el nivel de educación formal ejerce un impacto positivo sobre el volumen de dinero aportado a planes de pensiones.

La variable estado de salud se revela como otra de las variables que afecta de forma significativa al volumen aportado a planes de pensiones para el caso español, al igual que se demostró en el estudio de Lum y Lightfoot (2003). Se verifica así que aquellas personas que gozan de un muy buen estado de salud, tienen mayores probabilidades de aportar más dinero a planes de pensiones, lo cual podría tener su explicación en dos aspectos principales: la mayor esperanza de vida que perciben las personas que gozan de buena salud y el menor gasto de naturaleza médica que deben afrontar.

A nivel económico, encontramos que los niveles de renta bruta y de rentas de capital influyen positivamente en el ahorro a través de planes de pensiones, al igual que se ha constatado en las investigaciones de Browning y Lusardi (1996), Chatterjee (2010), Fernández et al. (2015), Lum y Lightfoot (2003) y Moreno-Badía (2006). En este sentido, cabe destacar que la legislación tributaria española ha contemplado durante el período analizado (2008-2011) deducciones fiscales por realizar aportaciones a planes de pensiones, lo que los hace más atractivos para las personas de mayores ingresos, dados los beneficios fiscales que se derivan del volumen invertido en estos productos financieros. Al mismo tiempo, Huberman et al. (2007) sugieren que las personas con un menor nivel de ingresos perciben una menor necesidad de ahorrar de forma privada para su jubilación, esperando que los sistemas públicos de pensiones compensen en mayor medida la diferencia de rentas habida durante su etapa laboral.

Asimismo, los modelos de regresión estimados muestran un efecto positivo del número de hijos/as sobre el ahorro previsional analizado, que podría estar relacionado,

al menos en parte, con la mayor preocupación o conciencia que existe por parte de quienes son padres o madres a la hora de mantener la estabilidad financiera de su descendencia y garantizarla en el futuro, y el mayor deseo de dejar herencias o legados. Las parejas sin hijos, por el contrario, es posible que prefieran realizar un menor ahorro, optando por un mayor disfrute de sus recursos económicos en la edad previa a la jubilación.

Cabe indicar, a este respecto, que algunos estudios previos encontraron una relación negativa entre el número de hijos/as y la propensión al ahorro de cara a la jubilación, justificada por los mayores gastos vinculados a la crianza de estos/as (Lusardi, 2001; Seong-Lim et al., 2000). A este respecto, también Fernández et al. (2015) han constatado que la tenencia de hijos/as económicamente dependientes en el hogar ejerce un efecto estadísticamente significativo y negativo en la contribución a planes privados de pensiones en Austria, Finlandia y República Checa, mientras que en España parece no ejercer un impacto significativo.

Si bien, este posible efecto ya está controlado en nuestro estudio a través de la variable relativa al nivel de renta familiar. De hecho, la evidencia encontrada muestra que el número de miembros que conforman la unidad familiar influye negativamente en el volumen de ahorro para la jubilación, descontado el efecto de los hijos/as a través de la variable anterior. Ello puede deberse al sentimiento de protección familiar, que favorece el consumo presente en detrimento del ahorro previsional. Por tanto, este resultado pone de relieve la importancia de considerar en el análisis la dimensión del hogar no solo a través de la existencia y número de hijos/as, sino también a través de otros sustentadores potenciales, como podrían ser padres, madres u otros familiares que convivan con la persona encuestada. Destacaremos aquí que estas variables no han sido controladas simultáneamente en la literatura empírica previa relacionada con el volumen de ahorro para la jubilación^[1].

La evidencia empírica también muestra que, al igual que en los estudios similares de DeVaney y Chiremba (2005), Fontes (2011), Rey, Fernández, Vivel y Lado (2015) o Yuh y Hanna (2010), los hogares que son propietarios de su vivienda tienen más probabilidad de ahorrar a través de planes privados de pensiones que aquellos otros con un régimen de vivienda diferente. Fernández et al. (2015) han constatado en su investigación que el efecto de la tenencia de vivienda sobre el volumen ahorrado en estos productos financieros ejerce un efecto positivo en diferentes países europeos; concretamente, España, Finlandia, Holanda, Irlanda, Italia, Reino Unido y República Checa.

En este sentido debe indicarse que, tradicionalmente, en España la vivienda ha sido vista como un activo que, además, podría ser liquidado a través de productos financieros como la hipoteca inversa (aunque en España esta fórmula no goza, por el momento, de mucho éxito). Ello permitiría disponer de un ingreso complementario para financiar la jubilación pero, conforme a los resultados obtenidos en esta investigación, la propiedad de la vivienda parece no desplazar a la cantidad de dinero ahorrado a través de planes de pensiones, como así también constatan Fernández et al. (2015). Una posible justificación, en nuestra opinión, sería que ambos, plan de pensiones y vivienda en propiedad, pueden percibirse como vehículos complementarios para alcanzar una cobertura financiera suficiente y sostenible durante el retiro.

En relación con la variable edad, se confirma la existencia de una relación positiva, aunque decreciente, respaldada por los resultados de Chatterjee (2010), Fernández et al. (2015), Huberman et al. (2007) y Lum y Lightfoot (2003). La evidencia empírica

demuestra así que el volumen que la población española destina a planes de pensiones aumenta conforme las personas se aproximan a su edad de jubilación^[2], aunque lo hace a un ritmo decreciente.

Respecto a las condiciones laborales, los resultados econométricos evidencian que el hecho de estar en activo, tener un contrato indefinido y un mayor número de años cotizados a la Seguridad social, ejercen sendas influencias positivas y significativas sobre el volumen aportado a planes de jubilación. Disponer de un empleo, con los consiguientes beneficios económicos y laborales que ello conlleva, y máxime aún si este proporciona estabilidad laboral -al menos en cierta medida-, permitiendo así una planificación financiera a medio-largo plazo, es de esperar que incremente la cantidad monetaria que los hogares destinan a planes de pensiones particulares. A este respecto, Fernández et al. (2015) han constatado que quienes trabajan por cuenta propia contribuyen significativamente más a planes de pensiones privados. Más aún, el efecto positivo de la antigüedad en las cotizaciones sociales sobre el ahorro privado para la jubilación puede ser indicativo de que, en el contexto español y tras las últimas reformas del sistema público de pensiones, tener una vida laboral amplia ya no es interpretado como una garantía de que la pensión pública pueda financiar exclusivamente el retiro. Además, la pérdida salarial registrada en el período de análisis (2008-2011) da lugar a unas menores bases de cotización, con la consiguiente repercusión en el cálculo de la futura y potencial pensión pública a percibir por el trabajador.

La evidencia empírica no muestra resultados concluyentes sobre el efecto que el grado de urbanización del área de residencia de la persona encuestada ejerce sobre el volumen ahorrado para la jubilación. A este respecto, la literatura financiera previa muestra discrepancias en cuanto al efecto del grado de urbanización sobre el ahorro, como se ha señalado en el apartado de revisión bibliográfica.

Este estudio empírico confirma que ser mujer afecta negativamente al volumen ahorrado para la jubilación a través de planes de pensiones, tal y como encontraron Lum y Lightfoot (2003) para el caso estadounidense o Fernández et al. (2015) para los casos británico y holandés. Siguiendo a Fernández-López et al. (2012), los potenciales factores explicativos de esta brecha de género podrían ser la menor cultura financiera y nivel de ingresos, así como la mayor probabilidad de ocupar trabajos temporales y/o a tiempo parcial que caracterizan a la situación socio-laboral de las mujeres respecto a sus homólogos masculinos. Por el contrario, tener un compromiso formal de pareja (casado/a o pareja de hecho) ejerce un efecto positivo sobre el volumen ahorrado en planes de pensiones, de forma que las personas con pareja destinan una mayor cantidad de dinero a este fin, posiblemente motivadas por una mayor preocupación por mantener la estabilidad financiera de su familia, o por los ahorros que pueden derivarse de compartir recursos y bienes (lo que se relaciona con las economías de escala). Este resultado difiere del encontrado por Fernández et al. (2015) para el caso español, donde la evidencia empírica no ha encontrado un efecto significativo para esta variable; frente al efecto negativo encontrado en países como Hungría, República Checa o Suecia.

Tabla 5 – Modelos de regresión

Variables	Variable dependiente: volumen invertido en planes de pensiones, en euros (2008-2011)					
	Modelo Poisson		Binomial Negativa Tipo I		Binomial Negativa Tipo II	
	Coeficiente (Error estándar)	Efecto Marginal (Error estándar)	Coeficiente (Error estándar)	Efecto Marginal (Error estándar)	Coeficiente (Error estándar)	Efecto Marginal (Error estándar)
<i>edad</i>	0,215*** (0,000)	32,132*** (0,064)	0,250*** (0,013)	37,314*** (2,372)	0,261*** (0,022)	41,847*** (4,382)
<i>edad_cuadrado</i>	-0,002*** (0,000)	-0,233*** (0,001)	-0,002*** (0,000)	-0,330*** (0,024)	-0,002*** (0,000)	-0,338*** (0,045)
<i>2.nivel_estudios</i>	0,238*** (0,002)	20,105*** (0,135)	0,198*** (0,047)	22,183*** (5,272)	0,268*** (0,112)	27,314*** (11,577)
<i>3.nivel_estudios</i>	0,628*** (0,002)	65,446*** (0,159)	0,449*** (0,048)	57,331*** (6,231)	0,532*** (0,114)	62,328*** (14,245)
<i>4.nivel_estudios</i>	0,331*** (0,007)	29,421*** (0,676)	0,085 (0,204)	8,956 (22,375)	-0,052 (0,470)	-4,494 (39,744)
<i>5.nivel_estudios</i>	1,098*** (0,001)	149,733*** (0,171)	0,587*** (0,047)	80,770*** (6,469)	0,892*** (0,117)	127,913*** (18,171)
<i>renta_hogar_ano_anterior</i>	0,000*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,004*** (0,001)
<i>activo</i>	0,233*** (0,002)	34,734*** (0,348)	0,346*** (0,072)	51,555*** (10,847)	0,310*** (0,141)	49,652*** (22,580)
<i>indefinido</i>	0,329*** (0,002)	49,077*** (0,261)	0,396*** (0,052)	59,050*** (8,030)	0,347*** (0,122)	55,550*** (20,124)
<i>vida_laboral</i>	0,001*** (0,000)	0,215*** (0,007)	0,003* (0,002)	0,477* (0,249)	-0,002 (0,004)	-0,382 (0,672)
<i>num_miembros_hogar</i>	-0,327*** (0,001)	-48,804*** (0,101)	-0,303*** (0,021)	-45,217*** (3,524)	-0,435*** (0,040)	-69,689*** (8,791)
<i>num_hijos_persona</i>	0,249*** (0,001)	37,113*** (0,115)	0,217*** (0,025)	32,432*** (3,891)	0,315*** (0,056)	50,492*** (9,984)
<i>compromiso_pareja</i>	-0,031*** (0,001)	-4,683*** (0,165)	0,149*** (0,037)	22,302*** (5,637)	0,168* (0,099)	26,818* (15,991)
<i>2.grado_urbanizacion</i>	-0,113*** (0,001)	-16,222*** (0,147)	0,067* (0,035)	9,765* (5,208)	0,117 (0,095)	17,857 (15,216)
<i>3.grado_urbanizacion</i>	0,016*** (0,001)	2,423*** (0,153)	0,162*** (0,032)	24,934*** (5,216)	0,370*** (0,089)	64,511*** (17,928)
<i>sexo</i>	-0,163*** (0,001)	-24,290*** (0,118)	-0,055** (0,027)	-8,269** (4,051)	-0,079 (0,078)	-12,621 (12,389)
<i>vivienda_propiedad</i>	0,480*** (0,002)	71,569*** (0,230)	0,389*** (0,046)	57,974*** (7,172)	0,423*** (0,098)	67,735*** (16,301)
<i>renta_bienes_capital</i>	0,000*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,002*** (0,001)	0,000 (0,000)	0,001 (0,003)
<i>muy_buena_salud</i>	0,133*** (0,001)	19,844*** (0,154)	0,063* (0,036)	9,357* (5,384)	0,192** (0,094)	30,735** (15,341)
<i>2009.año</i>	-0,009*** (0,001)	-1,509*** (0,216)	0,013 (0,045)	2,120 (7,474)	0,167 (0,125)	28,640 (21,121)
<i>2010.año</i>	-0,014*** (0,001)	-2,228*** (0,205)	-0,005 (0,043)	-0,902 (7,070)	0,101 (0,120)	16,752 (19,550)
<i>2011.año</i>	-0,252*** (0,001)	-35,848*** (0,201)	-0,381*** (0,046)	-52,106*** (7,004)	-0,239* (0,123)	-33,439* (18,217)
<i>Constante</i>	-2,546*** (0,010)		-2,587*** (0,317)		-3,769*** (0,458)	
<i>Observaciones</i>	45.620	45.620	45.620	45.620	45.620	45.620
<i>Log likelihood</i>	-1,270e+07		-64,920		-67,254	
<i>R²</i>	0,297		0,0462		0,0119	
<i>LR test Chi2</i>	1,070e+07***		6,283***		1,614***	
<i>Delta</i>			8,421			
<i>Lndelta</i>			9,038*** (0,038)			
<i>Alpha</i>					56,05	
<i>Lalpha</i>					4,026*** (0,014)	
<i>AIC</i>	555,451		2,847		2,950	
<i>BIC</i>	2,485e+07		-359.319,308		-354.649,743	

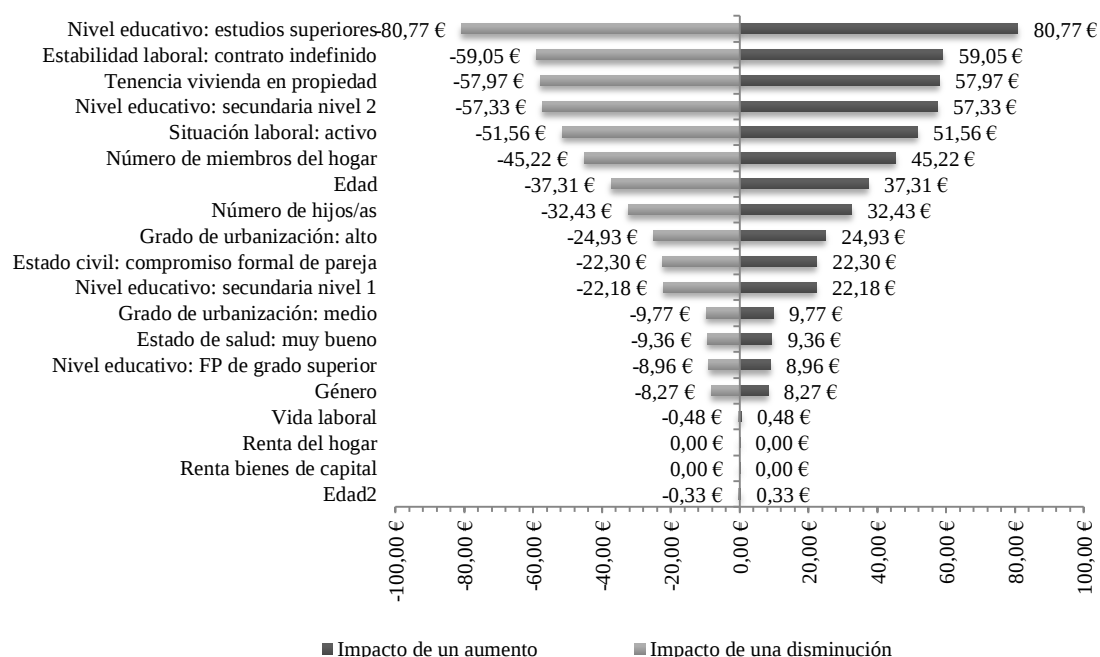
VIF			1,91	
-----	--	--	------	--

Nota: ***, ** y * indican significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente. R2 es una medida de la bondad de ajuste del modelo. LR test contrasta la bondad del ajuste, asintóticamente distribuido como una χ^2 , bajo la hipótesis nula de no significación conjunta de los coeficientes de las variables explicativas. Log likelihood es el valor de la función de máxima verosimilitud. AIC (Akaike Information Criterion) y BIC (Bayesian Information Criterion) evalúan la capacidad explicativa entre modelos, de modo que permiten comparar modelos, siendo los modelos con valores menores aquellos con una mayor capacidad explicativa. VIF es el factor de inflación de la varianza, que se utiliza como un indicador de multicolinealidad y proporciona valores adecuados. Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la ECV.

A continuación, en la figura 1 se observan los valores obtenidos para las variables objeto de estudio, clasificados de mayor a menor importancia. Se han utilizado los resultados obtenidos en la estimación del modelo binomial negativa tipo I, debido a que este modelo es preferible a los demás estimados de acuerdo al Criterio de Información Bayesiano (BIC) y al Criterio de Akaike (AIC).

La tenencia de estudios universitarios es la variable más relevante, ya que aumenta la aportación frente a estudios primarios en algo más de ochenta euros (80,77€), seguida de la situación laboral de indefinido (59,05€). Posteriormente, la situación patrimonial, recogida a través de la vivienda en propiedad (57,97€) y nuevamente una variable indicativa del nivel de estudios, en este caso la tenencia de estudios de secundaria de nivel II (57,33€) tienen un impacto relevante sobre el volumen de aportaciones. Por el contrario, la existencia de rentas de bienes de capital, la renta del hogar y la vida laboral no presentan un impacto significativo, ya que por cada mil euros (1.000€) que aumenten las rentas de capital o del hogar, se incrementa en dos euros (2€) la aportación a planes de pensiones; a la vez que por cada año de vida laboral se incrementa la aportación en cuarenta y ocho céntimos de euro (0,48€).

Figura 1 – Variación del volumen de aportaciones a planes de pensiones en función de una variación en una unidad en las variables objeto de estudio



Fuente: elaboración propia.

4. Conclusiones

Este trabajo de investigación ha analizado los determinantes del volumen ahorrado a través de planes de pensiones privados e individuales en el mercado español durante el período 2008-2011. La metodología utilizada ha combinado la revisión de la literatura académica previa, permitiéndonos identificar un conjunto de variables sociodemográficas como potenciales determinantes del volumen ahorrado en planes de jubilación, que posteriormente han sido objeto de un contraste empírico, para lo cual hemos analizado una muestra integrada por 45.620 observaciones de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (INE).

En general, los resultados obtenidos están en línea con la evidencia empírica encontrada para otros mercados, principalmente anglosajones. Así, la cantidad de ahorro canalizada a través de planes de pensiones individuales está afectada positivamente por el nivel de educación formal, el estado de salud y la edad, aunque esta última variable a una tasa decreciente. El ahorro privado para la jubilación tampoco permanece indiferente a la situación laboral del individuo, siendo más proclives al ahorro quienes están laboralmente ocupados, gozan de cierta estabilidad laboral y tienen a sus espaldas una larga trayectoria de cotizaciones sociales.

El análisis empírico revela la existencia de diferencias de género en el volumen ahorrado en planes de pensiones, que resultan desfavorables para el género femenino. El entorno familiar también es relevante; constatándose que disponer de una vivienda en propiedad y de mayores niveles de rentas - tanto general como de capital - tienen efectos significativos y positivos sobre el volumen ahorrado en planes de jubilación. Igual signo positivo tiene la relación entre la variable dependiente y el número de hijos, al igual que sucede con la tenencia de un compromiso formal de pareja. Por el contrario, el tamaño de la unidad familiar ejerce un efecto negativo sobre el volumen ahorrado.

Este resultado de la dimensión del hogar, en apariencia contradictorio, constituye una de las principales aportaciones de esta investigación, en vista de que la mayor parte de estudios previos han aproximado la dimensión de la familia considerando únicamente el número de hijos de la unidad familiar, y encontrando una relación de signo negativo. Sin embargo, este trabajo pone de relieve que esta variable realmente puede ser motivadora de un mayor ahorro para la jubilación, suscitado en gran medida por la búsqueda de la estabilidad financiera a largo plazo de la familia. Paralelamente, la relación negativa entre el ahorro para la jubilación y el tamaño de la unidad familiar (incluyendo todas aquellas personas que residen en el hogar, además de los hijos/as) revela un efecto contrario, en tanto que la red familiar puede ser vista como un apoyo o garantía desde el punto de vista económico.

Otras aportaciones del trabajo están relacionadas con su carácter inédito, pues hasta el momento no tenemos constancia de investigaciones que analicen las potenciales variables que afectan al volumen que la población española decide ahorrar en planes de pensiones, con la única excepción de la investigación de Fernández et al. (2015). También novedoso resulta el foco de estudio geográfico, siendo más numerosas las investigaciones que analizan contextos anglosajones.

Aun cuando el trabajo presenta alguna limitación, es susceptible de ampliaciones futuras. Entre ellas, destacamos la extensión del horizonte temporal, para así tratar de analizar el impacto que ha tenido en los planes de pensiones la crisis económico-financiera que desde el año 2007 afecta en gran medida a las economías del sur de Europa. Otra de las limitaciones potenciales de esta investigación tiene que ver con la

focalización en el caso español, que si bien considera una realidad poco analizada en estudios previos, deja al margen otras realidades geográficas que presentan datos armonizados con la *Encuesta de Condiciones de Vida*. No obstante, las líneas de trabajo futuras se encaminarán a la ampliación espacial, así como a la realización de comparaciones internacionales en materia de ahorro privado para la jubilación.

Hace más de dos décadas, Hayes y Parker (1993) indicaron que la planificación financiera era menos asumida por aquellas personas que precisamente más la necesitaban; en particular, las mujeres, las personas que viven solas y aquellas que se encuentran en situaciones económicas poco ventajosas. Aunque nuestra investigación se centra en el volumen ahorrado en planes de pensiones, y no en la decisión propiamente de ahorrar o no a través de este instrumento financiero, los datos revelan que las mujeres, las personas con una situación económica y laboral más desfavorable, y aquellas que carecen de un compromiso formal de pareja destinan una menor cantidad de sus recursos al ahorro para la jubilación.

Es por ello que las políticas económicas deberían estar orientadas a reducir, en la medida de lo posible, las desigualdades económicas entre hogares, que acabarán por traducirse en mayores desigualdades durante la jubilación. A este respecto, Lusardi (1999) y Lusardi y Mitchell (2011) destacan la importancia de la planificación financiera de cara a la jubilación, al constatar que aquellas personas que llevan a cabo dicha planificación llegan a esta etapa con el triple de riqueza de quienes no planifican su jubilación.

Referencias

- Alessie, R., van Rooij, M. & Lusardi, A. (2011). Financial literacy and retirement preparation in the Netherlands. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 527-545.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Bajtelsmit, V.L., & Bernasek, A. (1996). Why do women invest differently than men? *Financial Counseling and Planning Journal*, 7(1), 1-10.
- Baltagi, B. (2010). *Econometric analysis of panel data*. Londres: Wiley.
- Bernheim, B.D., & Scholz, J.K. (1993). Private saving and public policy. In J.M. Poterba (Ed.), *Tax policy and the economy* (pp. 73-110). Massachusetts: MIT Press.
- Bertocchi, G., Brunetti, M., & Torricelli, C. (2011). Marriage and other risky assets: a portfolio approach. *Journal of Banking and Finance*, 35(11), 2902-2915.
- Blau, F.D., Ferber, M.A., & Winkler, A.E. (2002). *The economics of women, men, and work*. Nueva Jersey: Prentice Hall.
- Browning, M., & Lusardi, A. (1996). Household saving: micro theories and micro facts. *Journal of Economic Literatures*, 34(4), 1797-1855.
- Cameron, A.C., & Trivedi, P.K. (2013). *Regression analysis of count data*. Massachusetts: Cambridge University Press.

- Chatterjee, S. (2010). Retirement savings of private and public sector employees: a comparative study. *The Journal of Applied Business Research*, 26(6), 95-102.
- Devaney, S.A., & Chiremba, S. (2005). *Comparing the retirement savings of the baby boomers and other cohorts* (working paper), Estados Unidos: US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. Disponible en: <http://www.bls.gov/opub/mlr/cwc/comparing-the-retirement-savings-of-the-baby-boomers-and-other-cohorts.pdf>.
- Díaz-Serrano, L., & O'Neil, D. (2004). *The relationship between unemployment and risk-aversion* (IZA discussion paper N. 1214). Alemania: Institute for the Study of Labor.
- Fernández-López, S., Vivel, M., Otero, L., & Rodeiro, D. (2012). El ahorro para la jubilación en la UE: un análisis de sus determinantes. *Revista de economía mundial*, 31, 111-135. Disponible en: http://www.sem-wes.org/sites/default/files/revistas/REM31_4.pdf.
- Fernández-López, S., Vivel, M., Otero, L., & Durán, P. (2015). Exploring the gender effect on Europeans' retirement savings. *Feminist Economics*, 21(4), 118-150.
- Fernández, E., Antón, J.I., & Muñoz De Bustillo, R. (2015). Determinantes de la participación de los trabajadores en los planes privados de pensiones en la EU. *Revista de Derecho de la Seguridad Social*, 2, 263-288.
- Ferré, M., García, A., & Ramajo, J. (2004). *Los efectos de la política fiscal sobre el ahorro privado: evidencia para la OCDE* (Papeles de Trabajo N. 3/04). Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Fontes, A. (2011). Differences in the likelihood of ownership of retirement saving assets by the foreign and native-born. *Journal of Family and Economic Issues*, 32, 612-624.
- Fornero, E., & Monticone, C. (2011). Financial literacy and pension plan participation in Italy. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 547-564.
- Guataquí, J.C., Rodríguez-Acosta, M., & García-Suaza, A.F. (2009). *Ahorro para el retiro en Colombia: patrones y determinantes* (working paper 72). Colombia: Universidad del Rosario.
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2008). Trusting the Stock Market. *The Journal of Finance*, 63(6), 2557-2600.
- Harris, M.N., Loundes, J., & Webster, E. (2002). Determinants of household saving in Australia. *Economic Record*, 78(241), 207-233.
- Hayes, C., & Parker, M. (1993). Overview of the Literature on Pre-retirement Planning for Women. *Journal of Women and Aging*, 4(4), 1-18. doi: 10.1300/J074v04n04_01.
- Hira, T. K., Rock, W.L., & Loibl, C. (2009). Determinants of retirement planning behavior and differences by age. *International Journal of Consumer Studies*, 33, 293-301.
- Huberman, G., Iyengar, S., & Jiang, W. (2007). Defined contribution pension plans: determinants of participation and contributions rates. *Journal of Financial Services Research*, 31, 1-32.

- Johannisson, I. (2008), *Private pension savings: gender, marital status and wealth-evidence from Sweden in 2002* (Tesis de licenciatura). Universidad de Gothenburg, Junio.
- Lee, S., Park, M., & Montalto, C.P. (2000). The effect of family life cycle and financial management practices on household saving patterns. *Journal of Korean Home Economics Association*, 1(1), 79-93.
- Lum, Y. y Lightfoot, E. (2003). The effect of health on retirement saving among older workers. *Social Work Research*, 27, 31-44. doi: 10.1093/swr/27.1.31.
- Lusardi, A. (1999). Information, expectations, and savings for retirement. In H. Aaron (Ed.), *Behavioral dimensions of retirement economics* (pp. 81–115). Washington D.C.: Brookings Institution Press.
- Lusardi, A. (2001). *Explaining why so many households do not save* (working paper 2011-05). Massachusetts: Center for Retirement Research at Boston College.
- Lusardi, A., & Mitchell, O.S. (2011). Financial literacy around the world: an overview. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 497–508.
- Malroutu, Y., & Xiao, J. (1995). Perceived adequacy of retirement income. *Financial Counseling and Planning*, 6, 17-23.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. In K.K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian Economics* (pp. 388-436). Nueva York: Rutgers University Press.
- Moreno-Badía, M. (2006). *Who saves in Ireland? The micro evidence* (working paper 06/131). Fondo Monetario Internacional.
- Nieto, E. (2012). La composición del ahorro de las familias. *eXtoikos*, 8, 25-39.
- Rey, L., Fernández, S., Vivel, M., & Lado, R. (2015). Private saving for retirement. How well prepared are European “peripheral” countries? In W. D. Nelson (Ed.), *Advances in Business and Management* (pp. 89-109). Hauppauge, NY: Nova Science Publishers.
- Romero, A., García, I., & Vázquez, N. (2014). La educación financiera y el sector financiero. In A. Placencia (Dir.), *Nuevos desafíos del sector financiero: recuperando la confianza y mejorando la cultura financiera* (pp. 145-163). Madrid: Fundación de Estudios.
- 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.
- Sundén, A., & Surette, B. (1998). Gender differences in the allocation of assets in retirement savings plans. *American Economic Review*, 88(2), 207-211.
- Torricelli, C., Urzì, M.C., & Santantonio, M. (2016). Does homeownership partly explain low participation in supplementary pension schemes? *Economic Notes*, 45(2), 179-203.
- van Groezen, B., Kiiver, H., & Unger, B. (2009). Explaining Europeans' preferences for pension provision. *European Journal of Political Economy*, 25(2), 237-246. doi: 10.1016/j.ejpoleco.2008.10.003.
- Winkelmann, R. (2000). Seemingly unrelated negative binomial regression. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(4), 553-560.

- Yang, T., & Devaney, S.A. (2012). Determinants of retirement assets and amount in stock in retirement assets. *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 41, 1, pp. 36-55.
- Yuh, Y., & Hanna, S.D. (2010). Which household think they save? *The Journal of Consumer Affairs*, 44(1), 70-97.

^[1] Existen dos trabajos previos, Bertocchi, Brunetti y Torricelli (2011) y Guiso, Sapienza y Zingales (2008) que analizan el efecto de ambas variables, simultáneamente, sobre la decisión de invertir en activos con riesgo (variable dependiente dicotómica), aunque no sobre el volumen invertido en este tipo de activos financieros. Los resultados que encuentran están en sintonía con los hallados en esta investigación.

^[2] La edad máxima de la muestra analizada se sitúa en 65 años, por ser la edad legal de jubilación, en términos generales, en España durante el período analizado (2008-2011), sin perjuicio de la reforma paramétrica aprobada en 2013 que eleva progresivamente hasta 2027, la edad de jubilación a los 67 años.