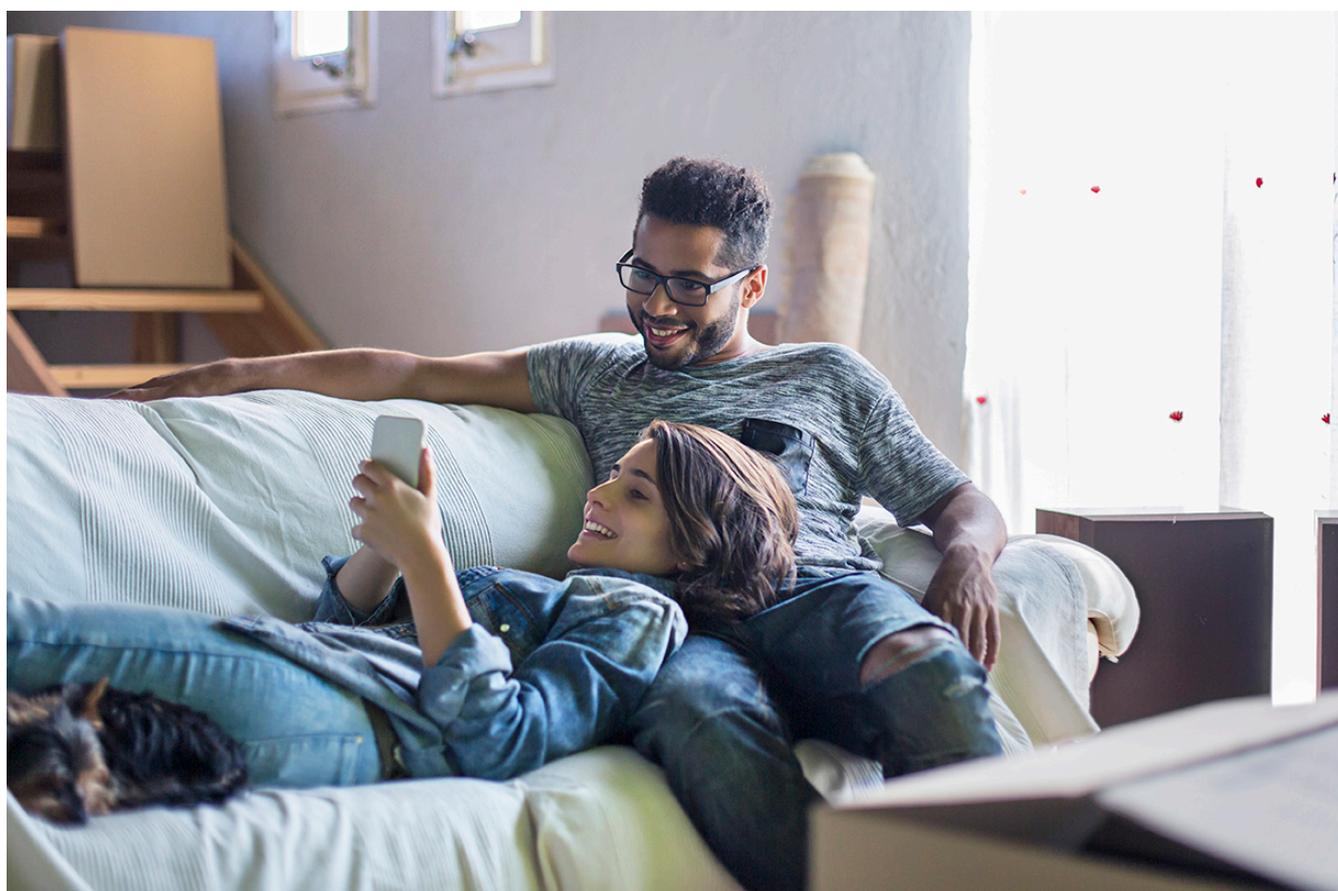


Documento de Trabajo: N° 24/2018  
Madrid, julio de 2018

# Factores sociodemográficos asociados al ahorro a largo plazo: análisis mediante regresión logística

Por Mercedes Ayuso y Elisa Chuliá



Informe PISA sobre Educación Financiera elaborado por



con el apoyo de BBVA

## Documento número 24 – Documentos Mi Jubilación

Factores sociodemográficos asociados al ahorro a largo plazo: análisis mediante regresión logística – III Trimestre 2018

**Mercedes Ayuso:** Catedrática de Estadística Actuarial en la Universitat de Barcelona (Departamento de Econometría, Estadística y Economía española, Riskcenter-UB). Directora del Máster en Dirección de Entidades Aseguradoras y Financieras de la Universitat de Barcelona.

**Elisa Chuliá:** Profesora de Sociología de la UNED (Departamento de Sociología II - Estructura Social). Miembro del foro de expertos del Instituto BBVA de Pensiones y coordinadora de Estudios Sociales en Funcas.

Las opiniones y conclusiones aquí expresadas no pueden atribuirse a ninguna institución con la que estemos asociados y todos los posibles errores son nuestra responsabilidad.

Vocales del Foro de Expertos del Instituto BBVA de Pensiones.

## Códigos

JEL: D14, H31, H55

## Palabras clave

Ahorro a largo plazo, pensiones, conducta de los individuos, factores sociodemográficos, regresión logística

## Resumen

La propensión al ahorro a largo a plazo puede formar parte o no de la conducta de los individuos. Diferentes estudios en el ámbito de la economía conductual (behavioral economics) analizan los rasgos diferenciadores del comportamiento ante la jubilación, mientras que otros tratan de determinar desde un punto de vista cuantitativo la influencia determinados factores sociodemográficos individuales en la mayor o menor propensión al ahorro. En un momento como el actual, en el que la suficiencia de las pensiones futuras se encuentra en entredicho, cobra especial relevancia analizar el perfil de las personas con una mayor probabilidad de complementar las prestaciones públicas con ahorro propio. Mediante la especificación de un modelo de regresión logística, y utilizando la información recogida por el Instituto BBVA de Pensiones en su Encuesta sobre Pensiones y Hábitos de Ahorro 2016, analizamos la propensión al ahorro en base a variables sociodemográficas tales como el sexo, la edad, el nivel de estudios, la situación laboral o el nivel de ingresos mensuales de la persona. Los resultados confirman una mayor propensión al ahorro entre las personas con mayor nivel de ingresos y que trabajan por cuenta propia. En términos generales, cuanto más bajo es el nivel educativo de las personas, menor es su propensión a la contratación de productos de ahorro complementarios para la jubilación. Esta propensión es lógicamente también escasa entre aquellos que se declaran poco o nada preocupados por el futuro del sistema público de pensiones.

## Índice

Sección 1. Introducción.....	Pág. 4
Sección 2. Ahorrar para la jubilación: la distinción entre el comportamiento y su intensidad .....	Pág. 5
Sección 3. Los datos: la Encuesta 2016 del Instituto BBVA de Pensiones.....	Pag. 6
Sección 4. Variables incluidas en la modelización: análisis descriptivo univariante.....	Pág. 7
Sección 5. Resultados de la modelización logística .....	Pág. 11
Sección 6. Discusión y conclusiones .....	Pág. 15
Referencias.....	Pág. 17
Anexo .....	Pág. 18

## 1. Introducción

---

Desde hace más de 20 años se viene hablando en España, con intensidad variable, sobre el futuro del sistema de pensiones y la conveniencia de que los pensionistas complementen las prestaciones públicas con otras rentas procedentes del ahorro privado. No es un tema fácil de abordar en la discusión pública porque adolece de una carga ideológica y política que tiende a inhibir el debate para evitar el conflicto abierto. No obstante, la circulación de informaciones sobre la evolución financiera del sistema de pensiones durante los últimos años y sobre las previsiones demográficas a medio y largo plazo han extendido entre la sociedad española la opinión de que las pensiones futuras serán de menor nivel que las actuales; es decir, que supondrán una pérdida de ingresos importante respecto a los percibidos antes de la jubilación. Entre esta oferta de información que unos califican de innecesariamente alarmante, y otros, simplemente de realista, ha destacado el último informe sobre pensiones de la OCDE, que pone de relieve la elevada tasa de sustitución neta<sup>1</sup> de las pensiones contributivas de jubilación españolas (83%, frente al 63% de los países de la OCDE), advirtiendo de su previsible disminución (OECD, 2017).

Aunque desmentida una y otra vez por los líderes políticos, la idea de que, dentro de unos años, las pensiones de la Seguridad Social no van a ser suficientes para mantener el nivel de vida previo a la jubilación ha llevado a mucha gente a ahorrar de distinta forma para esa fase última de la vida. Este es, por lo demás, el comportamiento previsto por la teoría del ciclo vital de Modigliani (1970, 1986).

En todo caso, el esfuerzo de ahorro privado para la jubilación ha sido, y es, en España muy modesto en términos comparados. A 31 de diciembre de 2017 el número de partícipes de planes de pensiones del sistema individual ascendía a algo menos de ocho millones (7.633.830), y el de partícipes del sistema de empleo, a poco más de dos millones

(2.023.652).<sup>2</sup> El patrimonio de los primeros rozaba los 75.000 millones (el equivalente aproximado a la nómina de siete meses de pensiones contributivas de la Seguridad Social), y el de los segundos se situaba en aproximadamente la mitad (35.796.483 de euros). En conjunto, el patrimonio representaba en torno al 10% del PIB, una cifra muy pequeña si se la compara con la de países como Dinamarca (210%), Holanda (180%), Reino Unido (95%) o Suecia (80%).

Claro es que ni todos los individuos conceden la misma prioridad al ahorro para la jubilación ni, si lo hacen, tienen las mismas posibilidades de ahorrar. En efecto, el ahorro para la jubilación depende de una serie de condicionantes individuales. Este es precisamente el punto de partida de este trabajo, donde se presenta un modelo multivariante para cuantificar la propensión al ahorro a largo plazo de los individuos, seleccionando un conjunto de variables teóricamente relacionadas con el ahorro y tomando como fuente de datos la Encuesta sobre pensiones y hábitos de ahorro efectuada en 2016 por el Instituto BBVA de Pensiones.

Tras enmarcar el planteamiento del objeto de estudio en algunas reflexiones sobre los comportamientos de ahorro (apartado 2) y describir brevemente la fuente de datos (apartado 3), ofrecemos un análisis descriptivo de las variables que, a continuación, incorporamos al modelo (apartado 4). En el apartado 5 se exponen los resultados de la aplicación del modelo logístico (cuya especificación se encuentra en el Anexo). El apartado 6 resume los hallazgos y plantea a partir de ellos algunas preguntas para próximas investigaciones.

---

<sup>1</sup> Porcentaje que representa la pensión sobre el último salario percibido.

---

<sup>2</sup> Estadísticas publicadas por INVERCO ([www.inverco.es](http://www.inverco.es)). A los datos de los planes del sistema individual y del sistema de empleo habría que añadir también los del sistema asociado, que cuenta con aproximadamente 63.000 partícipes y poco más de 900 millones de euros de patrimonio.

## 2. Ahorrar para la jubilación: la distinción entre el comportamiento y su intensidad

---

El ahorro de las familias es una variable clásica a la que prestan atención los estudios de coyuntura económica. Junto con el ahorro de las empresas constituye el principal componente del ahorro privado de una economía y condiciona la capacidad de inversión de un país. Pero más allá de esta influencia macroeconómica, el ahorro es un factor de crucial importancia en las estrategias económicas individuales. Los miembros de las familias dedican recursos al ahorro en función de sus preferencias y necesidades estimadas, de sus posibilidades y de otros factores exógenos, tales como los tipos de interés esperados o el ciclo económico (Laborda y Fernández, 2012).

Al menos desde que Modigliani formulara su teoría del ciclo vital en los años 50, la edad se ha considerado una variable explicativa clave en la propensión individual al ahorro. De acuerdo con esta teoría, los individuos acumulan recursos durante su vida activa para mantener un determinado nivel de consumo a partir del momento en el que ya no generen rentas por el trabajo. Una sociedad en cuya composición demográfica ganen peso los mayores tendería, en principio, a desahorrar. Pero la previsión de periodos de jubilación más largos también puede llevar a intensificar el ahorro en la fase previa a la jubilación o incluso a posponer el consumo a fases más avanzadas de la jubilación, contrarrestando aquella tendencia al desahorro.

Lo cierto es que los análisis basados en microdatos confirman que el ahorro aumenta con la edad (Raymond, 2003), así como también con la renta y otros factores, como la educación financiera (Lusardi, Michaud y Mitchell, 2011). Sin embargo, cuando se exponen estos argumentos, no siempre queda claro si de lo que se trata es de si se ahorra o no se ahorra, o de cuánto se ahorra. Ante un escenario marcado por incertidumbres sobre la capacidad de los sistemas públicos de generar pensiones suficientes para una población jubilada

creciente en términos absolutos y relativos, debería probablemente preocupar más la situación de aquellos que no ahorran que la de quienes ahorran poco; y ello porque el ahorro, aunque sea menor, puede generar un hábito que, al cabo del tiempo, suponga una acumulación de recursos considerables. Inicialmente, por tanto, importa más el qué (ahorrar o no ahorrar) que el cuánto (cantidad de lo que se ahorra). Así se desprende también de algunas aportaciones recientes realizadas en el ámbito de la economía conductual, que buscan promover el ahorro a través del diseño de “empujoncitos” (nudges): lo que, en primera instancia, está en juego es la conducta, no su intensidad (Thaler y Bernartzi, 2004).

En este trabajo nos fijamos específicamente en la variable de si se ahorra o no para la jubilación; ello no implica restar importancia a la cuestión de cuánto se ahorra (es decir, a la de si se ahorra suficientemente para poder alcanzar en el futuro el nivel de consumo deseado), pero consideramos que esta cuestión es, en esta fase de la investigación, secundaria. A la primera cuestión dedicamos el análisis que presentamos en los siguientes apartados.

## 3. Los datos: la Encuesta 2016 del Instituto BBVA de Pensiones

---

Para avanzar en la comprensión del comportamiento de ahorro, en este trabajo diseñamos un estudio transversal sobre la propensión a ahorrar de los españoles no jubilados. La información fue recogida a través de la IV Encuesta “Las pensiones y los hábitos de ahorro en España”, realizada telefónicamente entre el 19 de septiembre y el 13 de octubre de 2016 por el Instituto BBVA de Pensiones. La muestra, representativa de la población española, incluyó a 3.005 personas de 18 a 65 años residentes en España (durante tres o más años) y no beneficiarias de pensión de jubilación<sup>3</sup>. La información utilizada para este estudio hace referencia a diferentes variables sociodemográficas y socioeconómicas de los individuos encuestados, como la edad, el sexo, el nivel de estudios, la situación laboral, el lugar donde trabaja y el tipo de contrato, así como también a una variable de opinión que puede afectar a su disposición al ahorro, como es la mayor o menor confianza en el sistema público de pensiones español<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> La muestra incluyó un 27% de teléfonos móviles. El error muestral global de la encuesta se ha estimado en  $\pm 1,82\%$ , para un nivel de confianza del 95,5%.

<sup>4</sup> La [página web https://www.jubilaciondefuturo.es/encuesta2016/](https://www.jubilaciondefuturo.es/encuesta2016/) ofrece los resultados generales de esta encuesta telefónica.

## 4. Variables incluidas en la modelización: análisis descriptivo univariante

Planteamos como objetivo especificar un modelo multivariante que permita cuantificar la propensión al ahorro a largo plazo de los individuos, seleccionando del conjunto de variables aquellas para las que disponemos de información más completa. Nótese que al tratarse de un análisis multivariante recogemos simultáneamente el efecto de los diferentes indicadores seleccionados. Realizado el proceso de depuración de la base de datos, trabajamos finalmente con un total de 2.496 individuos, para los que se analiza si han empezado a ahorrar de algún modo para su jubilación. En este sentido se especifica un modelo de variable dependiente cualitativa (modelo logit) en el que la variable a explicar toma valor “1”, si el individuo ahorra actualmente para la jubilación o tiene pensado hacerlo en los dos próximos años (incluyendo 129 casos en los que la persona ha contratado algún producto relacionado con el

ahorro a largo plazo, pero ha dejado de hacer aportaciones), y valor “0” en caso contrario (es decir, en todas aquellas situaciones en las que la persona ni ha ahorrado para este fin ni tiene pensado hacerlo a corto plazo). Las variables explicativas seleccionadas (definidas también en la Tabla 1, y para las que presentamos los estadísticos descriptivos correspondientes en la Tabla 2) recogen la edad, el sexo, el grado de preocupación que generan las pensiones públicas en España, el nivel de estudios, la situación laboral y los ingresos netos que mensualmente entran en el hogar. Los estadísticos descriptivos se presentan para el total de la muestra, y segmentando según las categorías de la variable dependiente. Los resultados se acompañan de los contrastes de medias correspondientes.

**Tabla 1. Variables incluidas en la modelización**

Variable dependiente	
$y_i$	1, si la persona ha respondido a la pregunta “¿Ha empezado a ahorrar de algún modo para su jubilación?” con las respuestas a) Sí, ahorro actualmente (707 casos); b) Sí, pero ya no lo hago (129 casos); c) No, pero tengo pensado hacerlo más adelante (322 casos); 0, si ha respondido de forma totalmente negativa.
Variables independientes	
$X_{1i}$	Edad de la persona (codificada en cinco categorías: a) de 18 a 25 años; b) de 26 a 35 años; c) de 36 a 45 años; d) de 46 a 55 años; e) y de 56 a 65 años).
$X_{2i}$	Sexo de la persona (1 hombre; 0 mujer).
$X_{3i}$	Nivel de preocupación sobre el futuro de las pensiones públicas en España (codificada en cuatro categorías: a) Nada, b) Poco, c) Bastante, d) Mucho).
$X_{4i}$	Nivel de estudios de la persona (codificada en seis categorías: a) Sin estudios; b) Estudios primarios; <sup>5</sup> c) Educación secundaria 1 y FP1; <sup>6</sup> d) Educación secundaria 2 y FP2; <sup>7</sup> e) Estudios superiores 1; <sup>8</sup> f) Estudios superiores 2 <sup>9</sup> ).
$X_{5i}$	Situación laboral de la persona (codificada en seis categorías: a) Trabajador por cuenta propia; b) Trabajador por cuenta ajena; c) Estudiante; d) En paro (habiendo trabajado antes); e) En paro (en búsqueda de primer empleo); f) Tareas del hogar).
$X_{6i}$	Nivel de ingresos netos que entran mensualmente en el hogar de la persona (codificada en nueve categorías: a) Menos de 600 euros; b) Entre 600 y 1.000 euros; c) Entre 1.000 y 1.500 euros; d) Entre 1.500 y 2000 euros; e) Entre 2.000 y 2.500 euros; f) Entre 2.500 y 3.000 euros; g) Entre 3.000 y 3.500 euros; h) Entre 3.500 y 4.000 euros; i) Más de 4.000 euros).

$i=1,\dots,N$ ;  $N=2.496$ .

<sup>5</sup> Incluye primer ciclo de EGB, enseñanza primaria.

<sup>6</sup> Incluye Bachiller elemental, segundo ciclo de EGB.

<sup>7</sup> Incluye Bachiller superior, institutos laborales, y escuelas de artes y oficios.

<sup>8</sup> Incluye títulos medios universitarios.

<sup>9</sup> Incluye títulos superiores universitarios (licenciatura, máster y doctorado).

**Tabla 2. Estadísticos descriptivos básicos**

	Variable	Muestra total N= 2.496 (100%)		Existe propensión al ahorro a largo plazo N=1.158 (46,4%)		Sin propensión al ahorro a largo plazo N=1.338 (53,6%)	
		N	%	N	%	N	%
Edad	18-25*	299	12,0	90	7,8	209	15,6
	26-35***	522	20,9	224	19,3	298	22,3
	36-45	666	26,7	325	28,1	341	25,5
	46-55*	629	25,2	324	28,0	305	22,8
	56-65**	380	15,2	195	16,8	185	13,8
Sexo	Varón	1.170	46,9	546	47,2	624	46,6
	Mujer	1.326	53,1	612	52,8	714	53,4
Preocupación sobre futuro pensiones públicas	Nada*	125	5,0	38	3,3	87	6,5
	Poco*	232	9,3	78	6,7	154	11,5
	Bastante	1.147	46,0	543	46,9	604	45,1
	Mucho*	992	39,7	499	43,1	493	36,8
Nivel de estudios	Sin estudios***	28	1,1	8	0,7	20	1,5
	Primaria*	452	18,1	167	14,4	285	21,3
	FP1-Secundaria 1	732	29,3	327	28,2	405	30,3
	FP2-Secundaria 2	303	12,1	152	13,1	151	11,3
	Superiores 1*	770	30,8	395	34,1	375	28,0
	Superiores 2 <sup>a</sup>	211	8,5	109	9,4	102	7,6
Situación laboral	Trabajador por cuenta propia*	274	11,0	162	14,0	112	8,4
	Trabajador por cuenta ajena*	1.329	53,2	659	56,9	670	50,1
	Estudiante*	204	8,2	58	5,0	146	10,9
	En paro (habiendo trabajado previamente)*	467	18,7	183	15,8	284	21,2
	En paro (en búsqueda de primer empleo)	26	1,0	11	0,9	15	1,1
	Tareas del hogar	196	7,9	85	7,3	111	8,3
Ingresos netos mensuales hogar	Menos de 600€***	103	4,1	39	3,4	64	4,8
	Entre 600 y 1.000€*	358	14,3	131	11,3	227	17,0
	Entre 1.000 y 1.500€**	561	22,5	234	20,2	327	24,4
	Entre 1.500 y 2.000€***	499	20,0	215	18,6	284	21,2
	Entre 2.000 y 2.500€	378	15,1	188	16,2	190	14,2
	Entre 2.500 y 3.000€ <sup>a</sup>	252	10,1	129	11,1	123	9,2
	Entre 3.000 y 3.500€*	128	5,1	77	6,6	51	3,8
	Entre 3.500 y 4.000€*	89	3,6	56	4,8	33	2,5
más de 4.000€*	128	5,1	89	7,7	39	2,9	

Se indica mediante asteriscos los resultados del contraste de diferencias de proporciones para las dos categorías de la variable dependiente (\*diferencias significativas al 1%; \*\*diferencias significativas al 5%; \*\*\*diferencias significativas al 10%). Señalamos con el superíndice <sup>a</sup> aquellas variables para las que el nivel de significación es prácticamente del 10%.

Como se puede observar en la Tabla 2, el porcentaje de individuos jóvenes que no ahorran es significativamente superior al de los que ahorran (un 15,6% frente al 7,8% que sí ahorran en el caso de los individuos con edades comprendidas entre los 18 y 25 años de edad; un 22,3% frente al 19,3% cuando los individuos tienen entre 26 y 35 años de edad). Por el contrario, mayores edades se asocian con porcentajes más altos de individuos con propensión al ahorro (un 28% de quienes cuentan entre 46 y 55 años sí ahorran frente a un 22,8% que no lo hacen; en el grupo de los que han cumplido entre 56 y 65 años, los porcentajes

correspondientes son 16,8% y 13,8%). Existe una franja intermedia de edad, la comprendida entre los 36 y 45 años, en la que no se observan diferencias significativas entre los porcentajes de individuos con mayor o menor propensión al ahorro a largo plazo.

Respecto al sexo, no se aprecian diferencias estadísticamente significativas. Del total de individuos con propensión al ahorro a largo plazo un 52,8% son mujeres, y un 47,2%, hombres; dichos porcentajes son del 53,4% y del 46,6%, respectivamente, cuando se trata de individuos que no ahorran.

Las diferencias en la propensión al ahorro son importantes cuando se considera la variable que recoge el grado de preocupación respecto al futuro de las pensiones públicas en España. El porcentaje de individuos que no muestran ningún tipo de preocupación es bajo en la muestra (del 5%), aunque las diferencias entre los porcentajes que estos representan en términos de la mayor o menor propensión al ahorro sí son estadísticamente significativas (mientras que suponen únicamente un 3,3% en el grupo de las personas con propensión al ahorro, aumentan al 6,5% cuando se trata de las personas sin dicha propensión). Un resultado similar se observa cuando el nivel de preocupación es escaso (si bien, en términos absolutos, dan esta respuesta prácticamente el doble de los individuos que contestaron carecer de preocupación alguna, un 9,3% de la muestra total): el porcentaje que representan los poco preocupados por las pensiones entre los que no tienen propensión al ahorro (11,5%) casi dobla al de quienes sí la tienen (6,7%). Cuando el nivel de preocupación por el sistema público de pensiones es el máximo (39,7% de la muestra), los individuos muestran mayor propensión al ahorro a largo plazo (43,1% ahorran, frente a 36,8% que no lo hacen ni tienen pensado hacerlo próximamente). Para el grupo de individuos que da la respuesta más frecuente (“bastante preocupado”), no se observan diferencias estadísticamente significativas en el peso que representan las dos categorías de la variable (el 46,9% sí manifiesta propensión al ahorro a largo plazo, mientras que el 45,1% no lo hace).

Los resultados son también muy concluyentes cuando se considera el nivel de estudios de la persona entrevistada. Con excepción de las categorías que recogen niveles de estudios secundarios, para las que no se observan diferencias estadísticamente significativas, el peso de las personas sin estudios, o con solo estudios primarios, en la no propensión al ahorro es significativamente superior al de quienes sí la muestran (1,5% frente al 0,7% en el caso de no tener estudios; 21,3% frente al 14,4% en el caso de tener únicamente estudios primarios). Al centrar la

atención en los estudios superiores, se observan porcentajes más elevados entre quienes propenden al ahorro para la jubilación (34,1% frente a 28% en el caso de los titulados universitarios medios; 9,4% frente a 7,6% en el caso de los titulados universitarios superiores).

La situación laboral también arroja diferencias significativas para cinco de las siete categorías de la variable. Especial relevancia adquieren los trabajadores autónomos en el grupo de individuos con propensión al ahorro a largo plazo: de todos los individuos con propensión al ahorro, un 14% son autónomos (sobre el total de la muestra entrevistada los trabajadores por cuenta propia representan el 11%); el porcentaje de autónomos entre todos los entrevistados que no ahorran desciende, en cambio, al 8,4%. También son más los trabajadores por cuenta ajena que ahorran o tienen pensado hacerlo en los dos próximos años (56,9%) que los que no lo hacen (50,1%). El comportamiento contrario se observa en el caso de los estudiantes y de los parados (que han trabajado con anterioridad), más representados en la categoría que recoge la no propensión al ahorro (entre los estudiantes, 10,9% frente a 5% que sí ahorran; entre los parados, 21,2% frente a 15,8% que sí ahorran). Finalmente, las personas que se dedican a las tareas del hogar no muestran diferencias significativas, al igual que las personas paradas en búsqueda de su primer empleo (aunque en este último caso el porcentaje sobre el total de la muestra es de apenas el 1%).

Finalmente, el comportamiento de los individuos en relación a su mayor o menor propensión al ahorro presenta diferencias significativas en función del volumen de los ingresos netos mensuales del hogar de los entrevistados. Mientras que los individuos que viven en hogares con menores ingresos representan mayores porcentajes en la categoría que recoge la no propensión al ahorro (4,8% frente a 3,4%, cuando los ingresos se quedan por debajo de 600 euros; 17% frente al 11,3%, cuando oscilan entre 600 y 1.000 euros; 24,4% frente a 20,2%, cuando se sitúan entre 1.000 y 1.500 euros, y 21,2% frente a 18,6%, cuando los ingresos oscilan entre 1.500 a 2.000 euros), ocurre lo contrario entre los individuos con ingresos superiores (los

ahorradores con ingresos en el rango de 3.000 a 3.500 euros están representados en un 6,6% en la muestra; los que, con el mismo nivel de ingresos, no ahorran para su jubilación representan 3,8%; los porcentajes correspondientes para niveles de renta más altos son 4,8% frente a 2,5% (ingresos entre 3.500 y 4.000 euros), y 7,7% frente a 2,9% (ingresos superiores a 4.000 euros).

## 5. Resultados de la modelización logística

En el apartado anterior hemos llevado a cabo un análisis descriptivo univariante de la base de datos, enfocando la atención en diversas variables relacionadas con la mayor o menor propensión al ahorro a largo plazo. Proponemos ahora completar el análisis anterior mediante el uso de modelos lineales generalizados (Nelder y Wedderburn, 1972); en concreto, mediante un modelo multivariante de respuesta cualitativa (logit) para cuantificar el impacto que cada una de las variables consideradas tiene en la probabilidad de que la persona ahorre o tenga pensado ahorrar a largo plazo para su jubilación, teniendo en cuenta el efecto conjunto de todas ellas.

Especificamos un modelo econométrico de elección binaria, que permite que la variable dependiente (Y) sea categórica y tome dos valores posibles, codificados de forma convencional como "1", si la persona muestra propensión al ahorro a largo plazo (es decir, si ha respondido afirmativamente a la pregunta de si ahorra para la

jubilación, si lo ha hecho previamente, o si, aunque no lo hace ahora, tiene pensado hacerlo), y "0", en caso contrario. Resumimos aquí los resultados de la aplicación del modelo, cuya especificación y estimación de los parámetros se pueden consultar en el Anexo.

Las estimaciones de los parámetros del modelo de regresión logística especificado quedan recogidas en la Tabla 3. Un total de quince parámetros han resultado estadísticamente significativos en la Estimación por Máxima Verosimilitud, incluyendo la constante del modelo. Destacan con un nivel de significación del 1% las variables que recogen las edades más jóvenes de las personas entrevistadas, la escasa preocupación por el futuro del sistema público de pensiones, el hecho de trabajar por cuenta propia y la disposición de unos ingresos netos mensuales en el hogar de hasta 3.000 euros.

**Tabla 3. Modelo de regresión logística de los factores asociados a la propensión al ahorro a largo plazo**

	Variable	Coefficiente	S.E.	p-valor	Odds Ratio (OR) <sup>a</sup>
<b>Constante</b>		1,156	0,271	0,000*	3,178
<b>Edad</b>	18-25	-0,827	0,216	0,000*	0,437 (0,286;0,668)
	26-35	-0,462	0,150	0,002*	0,630 (0,470;0,845)
	36-45	-0,224	0,139	0,107	0,800 (0,610;1,049)
	46-55	-0,077	0,137	0,573	0,926 (0,707;1,211)
	56-65 (ref.)				1
<b>Sexo</b>	Hombre	-0,085	0,089	0,341	0,919 (0,771;1,094)
	Mujer (ref.)				1
<b>Preocupación sobre futuro pensiones públicas</b>	Nada	-0,894	0,213	0,000*	0,409 (0,269;0,620)
	Poco	-0,621	0,160	0,000*	0,537 (0,392;0,735)
	Bastante	-0,078	0,090	0,390	0,925 (0,775;1,105)
	Mucho (ref.)				1
<b>Nivel de estudios</b>	Sin estudios	-0,860	0,460	0,061***	0,423 (0,172;1,041)
	Primaria	-0,458	0,185	0,013**	0,632 (0,441;0,908)
	FP1-Secundaria 1	0,042	0,166	0,799	1,043 (0,753;1,446)
	FP2-Secundaria 2	0,189	0,189	0,318	1,208 (0,834;1,750)
	Superiores 1	0,131	0,163	0,423	1,139 (0,828;1,568)
	Superiores 2 (ref.)				1
<b>Situación laboral</b>	Trabajador por cuenta propia	0,393	0,140	0,005*	1,481 (1,126;1,948)
	Estudiante	-0,384	0,223	0,085***	0,681 (0,440;1,054)
	En paro (habiendo trabajado previamente)	-0,203	0,123	0,099***	0,816 (0,641;1,039)
	En paro (en búsqueda de primer empleo)	0,331	0,419	0,429	1,393 (0,612;3,169)
	Tareas del hogar	-0,055	0,176	0,755	0,947 (0,671;1,336)
	Trabajador por cuenta ajena (ref.)				1

<b>Ingresos netos mensuales hogar</b>	<b>Menos de 600€</b>	-0,971	0,303	0,001*	0,379 (0,209;0,685)
	<b>Entre 600 y 1.000€</b>	-1,093	0,240	0,000*	0,335 (0,210;0,536)
	<b>Entre 1.000 y 1.500€</b>	-0,975	0,224	0,000*	0,377 (0,243;0,586)
	<b>Entre 1.500 y 2.000€</b>	-0,963	0,222	0,000*	0,382 (0,247;0,589)
	<b>Entre 2.000 y 2.500€</b>	-0,713	0,226	0,002*	0,490 (0,315;0,764)
	<b>Entre 2.500 y 3.000€</b>	-0,708	0,236	0,003*	0,493 (0,310; 0,783)
	<b>Entre 3.000 y 3.500€</b>	-0,395	0,270	0,145	0,674 (0,397;1,145)
	<b>Entre 3.500 y 4.000€</b>	-0,235	0,300	0,433	0,790 (0,439;1,422)
	<b>Más de 4.000€ (ref.)</b>				1

Chi-Cuadrado: 195,034 ( $p$ -valor=0,000); -2log-verosimilitud: 3252,164; grados de libertad: 26;  $R^2$  de Nagelkerke: 0,100

\* Significación al 1%; \*\* significación al 5%; \*\*\* significación al 10%.

<sup>a</sup> Entre paréntesis, intervalos de confianza (95%).

El bajo nivel de estudios resulta estadísticamente significativo al 5%, mientras que ser estudiante o estar en paro presenta una significación estadística del 10%. El signo positivo de los parámetros (y el valor de las OR superior a 1) indica una mayor probabilidad de ahorrar para la jubilación, en caso de producirse la circunstancia recogida en la definición de la variable, respecto a la categoría base o categoría de referencia (OR=1). El signo negativo indica el efecto contrario. El valor del estadístico Chi-Cuadrado (195,034) da cuenta de la significación global del modelo especificado.

Entre las variables con parámetro estadísticamente significativo, ser joven muestra una asociación negativa con el ahorro para la jubilación. La probabilidad de que los individuos con edades comprendidas entre los 18 y 25 años ahorren para su jubilación es aproximadamente un 44% de la probabilidad observada en las personas con edades comprendidas entre 56 y 65 años.<sup>10</sup> Cuando los individuos tienen entre 26 y 35 años, la probabilidad de ahorro a largo plazo aumenta; no obstante, sigue representando solo dos tercios de la observada para la categoría de referencia (56-65 años). Por lo que hace al resto de edades (entre los 36 y los 55 años), la probabilidad de ahorro a largo plazo aumenta respecto a la categoría de referencia (acercándose a ella), aunque los parámetros no resultan estadísticamente significativos.

No estar preocupado por el futuro de las pensiones públicas muestra de nuevo una asociación negativa con la propensión al ahorro a

largo plazo. En concreto, la probabilidad de ahorrar para la jubilación entre las personas a las que no les preocupa nada el futuro de las prestaciones públicas es aproximadamente un 41% de la probabilidad observada en las personas muy preocupadas por el devenir de nuestro sistema de pensiones (categoría de referencia). Dicha probabilidad aumenta ligeramente entre quienes muestran un moderado nivel de preocupación, aunque su probabilidad de ahorro continúa representando tan solo aproximadamente la mitad (un 54%) de la observada para las personas con un alto nivel de preocupación.

Los resultados confirman la asociación entre el nivel de estudios del individuo y su mayor o menor propensión al ahorro para la jubilación. Cuanto menor es el nivel de estudios, menor es también la probabilidad de que se ahorre para la jubilación. En concreto, para una persona sin estudios, la probabilidad es tan solo un 42% de la estimada para una persona que cuenta con educación superior (categoría de referencia: licenciatura, máster y doctorado), porcentaje que se eleva hasta el 63% cuando la persona ha completado únicamente la educación primaria.

Los trabajadores autónomos destacan por su mayor propensión al ahorro a largo plazo, como confirma la obtención de un parámetro positivo y estadísticamente significativo. La probabilidad de ahorrar privadamente para la jubilación que muestra un trabajador por cuenta propia es 1,5 veces más alta que la de un trabajador por cuenta ajena (categoría de referencia). El comportamiento contrario se observa en los estudiantes y las personas sin empleo

<sup>10</sup> Los intervalos de confianza permiten analizar el rango de variación para dichas probabilidades, en este caso, al 95%.

(parámetros con signo negativo), en cuyos casos las probabilidades observadas son aproximadamente el 70% y el 80%, respectivamente, respecto a las categorías de referencia.

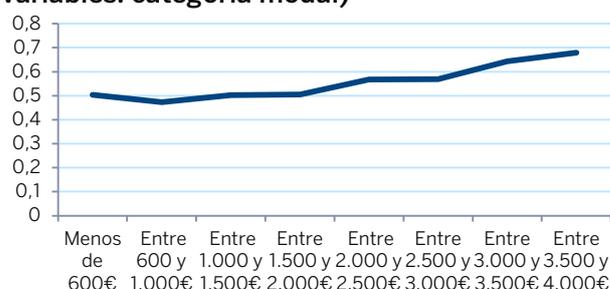
De los resultados se desprende asimismo una clara asociación entre el nivel de ingresos mensuales del hogar al que pertenece la persona encuestada y la probabilidad de que ahorre para su jubilación. A medida que aumenta el nivel de ingresos, también lo hace la probabilidad de que ahorre a largo plazo. Cuando en el hogar al que pertenece la persona entran unos ingresos netos mensuales inferiores a 600 euros, la probabilidad de ahorro a largo plazo es aproximadamente un 60% inferior a la que correspondería a hogares con elevados niveles de ingresos (por encima de 4.000 euros). A medida que crecen los ingresos, también aumenta el peso del ahorro, aunque siguen apreciándose diferencias significativas con la propensión observada en la categoría que recoge el mayor nivel de ingresos, tomada como categoría de referencia. Para las personas que residen en hogares con un nivel de ingresos netos mensuales entre 2.500 y 3.000 euros, la probabilidad de ahorrar a largo plazo representa un 50% de la observada en el grupo de quienes cuentan con ingresos familiares superiores a los 4.000 euros. Se infiere a partir de estos hallazgos que una caída de las rentas de cierta duración, como la verificada en España en los últimos años, tiene un impacto sobre el comportamiento de ahorro de la gente, tal como han puesto específicamente de relieve diversos análisis de la situación financiera de los hogares españoles durante la crisis (Laborda y Fernández, 2012; Miyar y Ramos-Martín, 2012).

El modelo logit constituye una herramienta muy interesante para simular escenarios y cuantificar en este caso la propensión al ahorro para la jubilación en función de diferentes perfiles de personas. La Figura 1 muestra esta propensión seleccionando la categoría modal (esto es, más frecuente) para cada una de las variables analizadas, a medida que aumentan los ingresos en el hogar. En la Figura 2 realizamos el mismo ejercicio, pero variando el nivel de preocupación

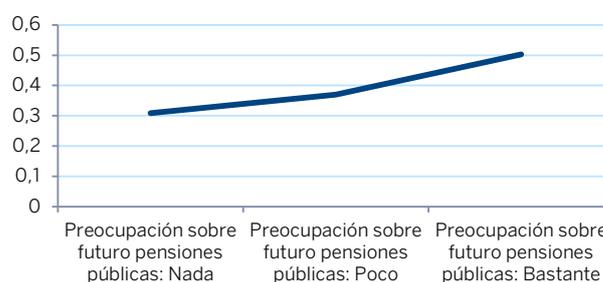
sobre el futuro de las pensiones públicas en España. Finalmente, en la Figura 3 centramos el análisis en la variación de la edad.

Como recoge la Tabla 2, la moda o valor más frecuente para la variable edad se encuentra en el intervalo 36-45 años; para la variable sexo, en el femenino; para el nivel de preocupación sobre el futuro de las pensiones públicas en España, en la categoría "bastante"; para el nivel de estudios, en la titulación universitaria de grado medio (aunque muy próximo al nivel de bachiller elemental y/o segundo ciclo de la antigua EGB); para la situación profesional, en el trabajo por cuenta ajena y, finalmente, para la variable que recoge los ingresos netos mensuales del hogar de la persona entrevistada, en el intervalo entre 1.000 y 1.500 euros mensuales (aunque muy cercano a los ingresos entre 1.500 y 2.000).

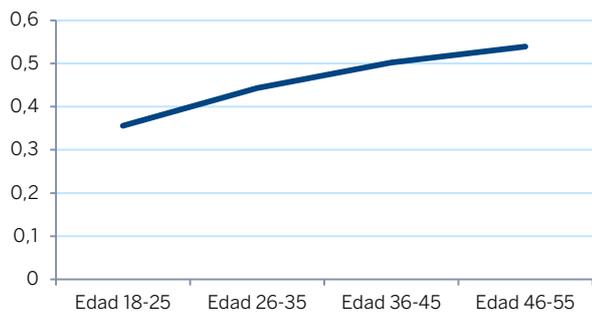
**Figura 1. Probabilidad estimada de ahorrar para la jubilación para el individuo más frecuente en la muestra, en función del nivel de ingresos netos mensuales del hogar (categoría de referencia: más de 4.000 euros; resto de variables: categoría modal)**



**Figura 2. Probabilidad estimada de ahorrar para la jubilación para el individuo más frecuente en la muestra, en función de su nivel de preocupación sobre el sistema público de pensiones (categoría de referencia: preocupación sobre futuro pensiones públicas: Mucho; resto de variables: categoría modal)**



**Figura 3. Probabilidad estimada de ahorrar para la jubilación para el individuo más frecuente en la muestra, en función de su edad (categoría de referencia: Edad 56-65; resto de variables: categoría modal)**



## 6. Discusión y conclusiones

---

El ahorro a largo plazo (en concreto, el ahorro para la jubilación) aparece condicionado por diferentes factores sociodemográficos, que influyen en los comportamientos individuales a la hora de decidir si se destina una parte de los ingresos a la generación de una pensión complementaria a la prestación pública por jubilación. Según el análisis expuesto en los apartados anteriores, variables como la edad, el nivel de estudios, la situación laboral y el nivel de ingresos netos mensuales del hogar muestran una relación estadísticamente significativa con la decisión del individuo de ahorrar de algún modo para su jubilación, permitiendo cuantificar en términos probabilísticos las diferencias existentes para diferentes perfiles de personas.

Los jóvenes muestran una menor probabilidad de ahorrar a largo plazo, hecho que puede obedecer a que anteponen otros objetivos económicos, como adquirir o alquilar una vivienda, formar una familia o realizar actividades relacionadas con el ocio. La lejanía temporal respecto a la edad de jubilación suele también aducirse frecuentemente a la hora de justificar este comportamiento.

Asimismo, la mayor preocupación por las garantías que pueda ofrecer el sistema público de pensiones en un futuro aumenta la probabilidad de destinar una parte de los ingresos al ahorro a largo plazo. La probabilidad de ahorrar en este sentido llega a ser hasta un 59% superior a la de las personas que no se muestran nada preocupadas, y un 43% superior a la de las personas que muestran un nivel escaso de preocupación. Conocer la dinámica del sistema de pensiones en un país y disponer de información completa sobre la prestación esperada del sistema público de pensiones cobra, por tanto, especial relevancia para tomar la decisión de complementar la prestación que se percibirá del Estado al convertirse en pensionista de la Seguridad Social.

Cabe también destacar la influencia del nivel de estudios. Las personas con menos estudios formales muestran una probabilidad de ahorrar para su jubilación hasta un 52% inferior a la de las personas que han cursado estudios universitarios

superiores. Una investigación más exhaustiva se hace necesaria en este punto para explicar la probable endogeneidad de esta variable respecto a la que mide los ingresos mensuales del hogar de los entrevistados. De hecho, la influencia del nivel de ingresos netos mensuales del hogar también queda confirmada en el estudio. Los resultados revelan cómo a medida que aumenta el nivel de renta, también lo hace la probabilidad de ahorrar para la jubilación, siendo esta probabilidad mucho más baja cuando el nivel de renta familiar es significativamente inferior. En concreto, la probabilidad de que una persona que forma parte de un hogar cuyo nivel de ingresos mensuales oscila entre 600 y 1.000 euros ahorre para la jubilación es hasta un 67% inferior que la observada en una persona cuyas rentas familiares superan los 4.000 euros. Si el nivel de ingresos mensuales de la familia aumenta hasta situarse entre 2.000 y 2.500 euros, la probabilidad de ahorrar para cuando llegue el momento de jubilarse representa aproximadamente un 50% de la que se observa en el grupo de rentas más altas.

Finalmente, la situación y el tipo de actividad laboral desempeñada también afectan a la decisión de ahorro para la jubilación. De forma significativa, los trabajadores autónomos son los que muestran una probabilidad más elevada de complementar su pensión de jubilación, superior en un 48% a la de los trabajadores por cuenta ajena. En cambio, ser estudiante o encontrarse en paro (habiendo trabajado previamente) reduce significativamente la probabilidad de ahorrar a largo plazo.

Los resultados de nuestro análisis ponen de relieve la influencia del nivel de renta y del tipo de trabajo en el ahorro a largo plazo. Son dos variables estrechamente relacionadas con el mercado laboral, por lo que este se convierte en un ámbito de especial interés para el estudio del futuro del ahorro. Subrayemos también que el conocimiento de las características de la población más y menos proclive a ahorrar a largo plazo puede resultar de utilidad para las investigaciones de economía conductual orientadas al diseño de “empujoncitos”

(*nudges*) que favorezcan este tipo de ahorro.<sup>11</sup> En efecto, parece razonable pensar que, dependiendo de su probabilidad de ahorrar a largo plazo, los grupos de una sociedad determinada pueden precisar mecanismos específicos para estimular de manera eficaz esa conducta de ahorro. Si de lo que se trata primeramente es de conseguir que más gente ahorre, las particularidades y los soportes de difusión de estos *nudges* deberían tener especialmente en cuenta los rasgos particulares de la población que actualmente presenta menor propensión a dedicar una parte de sus rentas al ahorro a largo plazo.

---

<sup>11</sup> Los experimentos citados por Bernartzi (2017) y, en particular, el uso de tecnologías digitales para difundir los *nudges*, cobran en este contexto un interés especial.

## Referencias

---

1. Benartzi, S. (2017), "How Digital Tools and Behavioral Economics Will Save Retirement", Harvard Business Review (<https://hbr.org/2017/12/how-digital-tools-and-behavioral-economics-will-save-retirement>).
2. Greene, W.H. (2011), *Econometric Analysis*(7th ed), Londres, Pearson.
3. Laborda, A., Fernández, M. (2012) "El difícil ejercicio de ahorrar cuando caen las rentas", Cuadernos de Información Económica, 230, 1-20.
4. Lusardi, A., Michaud, P.C., Mitchell, O.S. (2011) "Optimal Financial Literacy and Saving for Retirement", Financial Literacy Working Paper, Rand Corporation.
5. McCullagh, P., Nelder, J.A. (1989) *Generalized Linear Models* (Monographs on Statistics and Applied Probability, 37), Londres, Chapman and Hall.
6. Miyar, M., Ramos-Martín, M. (2012) "El ahorro de las familias españolas: indicios de agotamiento entre los más vulnerables", Cuadernos de Información Económica, 230: 135-243.
7. Modigliani, F. (1970), "The Life Cycle Hypothesis of Saving and Inter-Country Differences in the Saving Ratio," en: W. A. Eltis et al. (eds.), *Induction, Growth and Trade, Essays in Honor of Sir Roy Harrod*, Londres, Clarendon Press.
8. (1986), "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations", *The American Economic Review*, 76, 3: 297-313.
9. Nelder, J.A., Wedderburn, R.W.M. (1972), "Generalized Linear Models", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 135: 370-384.
10. Nicholson, K. (2009), *Linear Algebra with Applications* (6th ed.), México, McGraw-Hill.
11. OECD (2017), *Pensions at a Glance*, París, OCDE.
12. Raymond, J. L. (2004) "El ahorro en España", *Papeles de Economía Española*, 100: 166-183.
13. Thaler, R. H., Benartzi, S. (2004), "Save More Tomorrow: Using Behavioral Economics to Increase Employee Saving", *Journal of Political Economy* 112: 164-187.

## 8. Anexo: Especificación del modelo de regresión logística y estimación de parámetros

Sea  $Y_i, i = 1, \dots, n$  la variable dicotómica observada:

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{si la persona muestra propensión al ahorro a largo plazo} \\ 0, & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

y sea  $\pi_i = P(Y_i = 1)$  la probabilidad que se desea modelizar. En la expresión,  $n$  indica el número de observaciones (en nuestro caso, 2.496 personas encuestadas) e  $i$  hace referencia a una observación en particular, es decir, a una persona concreta.

Para cada individuo observamos un vector de variables explicativas, que recoge las respuestas dadas a cada una de las variables analizadas, de manera que la componente lineal del modelo contiene la matriz formada por los vectores observados para el total de individuos. Esta matriz está compuesta por  $n$  filas y  $K+1$  columnas, donde  $K$  es el número de variables explicativas que se incluyen en el modelo (en nuestro caso, edad de la persona, sexo, nivel de preocupación sobre el futuro de las pensiones públicas, nivel de estudios, situación laboral y nivel de ingresos netos mensuales en el hogar del entrevistado). Así,  $x_{ij}$  es el valor de la variable  $X_j$  para el  $i$ -ésimo individuo,  $j = 0, \dots, K, i = 1, \dots, n$ . Para cada individuo, el primer valor es  $x_{i0} = 1$ ; para incluir un término constante. Por su parte, el vector de parámetros  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)'$  es un vector columna de dimensión  $K+1$ .

El modelo de regresión logística, también conocido como modelo logit, relaciona la combinación lineal de los parámetros  $\beta_j$  y las observaciones de las variables explicativas  $x_{ij}, i = 1, \dots, n, j = 0, \dots, K$ , con la probabilidad de que la variable dependiente  $Y$  tome el valor 1 ( $\pi_i$ ). La función *link* es no lineal y, para este modelo, viene definida por la transformación logística (McCullagh y Nelder, 1989):

$$\log\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \sum_{j=0}^K \beta_j x_{ij}, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

Con el propósito de interpretar los resultados del modelo, se calcula el cociente entre  $\pi_i$  y  $1 - \pi_i$  ( $P(Y=1)/P(Y=0)$ ). Dicho cociente se denomina *odds*, y si despejamos  $\pi_i$  de la expresión (1), obtenemos otra de las especificaciones más conocidas para el modelo logit, que relaciona la probabilidad  $\pi_i$  con los parámetros  $\beta_j, j = 0, \dots, K$ ,

$$\pi_i = P(Y_i = 1) = \frac{\exp\left(\sum_{j=0}^K \beta_j x_{ij}\right)}{1 + \exp\left(\sum_{j=0}^K \beta_j x_{ij}\right)}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

Una vez especificado el modelo, el objetivo consiste en estimar los parámetros  $\beta_j, j = 0, \dots, K$ . Habitualmente dicha estimación se lleva a cabo por el método de máxima verosimilitud (Greene, 2011), mediante el cual se busca el valor del vector de parámetros que maximiza la función de verosimilitud; dicho de otra manera, que maximiza la probabilidad de observar la muestra que realmente se ha obtenido. La función de verosimilitud se obtiene a partir de la distribución conjunta de las  $n$  observaciones independientes consideradas,

$$L(Y | \beta) = \prod_{i=1}^n \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{1-y_i} \quad (3)$$

Si la variable  $Y_i$  toma el valor 1 (la persona muestra propensión al ahorro), la verosimilitud es  $\pi_i$ ; en caso contrario, la verosimilitud es igual a  $1 - \pi_i$ . Para hacer más sencilla la optimización de la función de verosimilitud, normalmente se maximiza su logaritmo (esta función es estrictamente creciente y, por tanto, su máximo coincide con el de la función original),

$$\ln L(Y | \beta) = \sum_{i=1}^n y_i \ln(\pi_i) + (1 - y_i) \ln(1 - \pi_i) \quad (4)$$

Se trata, por tanto, de resolver un problema de optimización en varias variables ( $K+1$ ), calculando

las derivadas parciales de  $\ln L$  respecto a cada uno de los parámetros  $\beta_j$ , igualando las ecuaciones a cero y resolviendo el sistema. El resultado es un sistema no lineal  $(K+1)(K+1)$ , que no puede resolverse por procedimientos analíticos. Se recurre, por tanto, a métodos numéricos para ir aproximando los valores de los parámetros del vector  $\beta_j$  a través de un procedimiento iterativo. El método normalmente implementado en los programas estadísticos es el algoritmo iterativo de Newton-Raphson (Demidovich y Maron, 1993), que estima los parámetros a través de la expresión:

$$\beta^{(1)} = \beta^{(0)} + [X^T W X]^{-1} X^T (y - \mu) \quad (5)$$

donde la matriz  $W$  recoge los productos  $\pi_i(1 - \pi_i)$ ,  $i = 1, \dots, n$ , y el vector  $\mu$  es, en este caso, igual a  $\pi_i$ . El superíndice de  $\beta$  indica el paso del procedimiento iterativo en que nos encontramos, calculándose habitualmente la matriz inversa por el método de Gauss (Nicholson, 2009).

A diferencia de lo que ocurre en el modelo clásico de regresión lineal en el que la variable dependiente (*explanandum*) es cuantitativa, y en el que los parámetros  $\beta_j$  recogen elasticidades o incrementos marginales (incrementos esperados de la variable dependiente  $Y$  por cada crecimiento unitario de las variables independientes  $X_j$ ), la no linealidad del modelo logit impide una interpretación tan directa. De hecho, en este caso, suele interpretarse únicamente el signo del coeficiente estimado  $\hat{\beta}_j$  y su nivel de significación.

Si el parámetro es positivo (y estadísticamente significativo), se concluye que la probabilidad de que  $Y$  valga 1 aumenta con el incremento de valor de la variable independiente correspondiente. Si es negativo (y estadísticamente significativo), la probabilidad de que  $Y$  valga 1 se reduce cuando aumenta el valor de la variable explicativa.

Habitualmente recurrimos al cálculo de la denominada *oddsratio* (OR) cuando queremos llevar a cabo una interpretación cuantitativa de los resultados (1), donde  $P_j$  indica la probabilidad de que el individuo  $i$  muestre propensión al ahorro a largo plazo, teniendo en cuenta la categoría de referencia de la variable  $x_j$ , y  $P_j'$  la probabilidad obtenida cuando dicha variable cambia de categoría,

$$OR_j = \frac{\frac{P_j'}{1 - P_j'}}{\frac{P_j}{1 - P_j}} = e^{\beta_j} \quad (6)$$

Las OR miden la asociación entre la variable dependiente (propensión al ahorro a largo plazo) y cada una de las variables independientes (características personales) ajustando por el resto de ellas.