

LOS EFECTOS DE LA EDAD Y LA EDUCACIÓN EN LA AVERSIÓN AL RIESGO. UN ANÁLISIS SOBRE LAS INVERSIONES FINANCIERAS EN ESPAÑA*

Toni Mora

Universitat Internacional de Catalunya

Josep-Oriol Escardíbul

Universidad de Barcelona

Este artículo analiza los efectos de la edad y la educación sobre la aversión al riesgo en las inversiones financieras de los españoles. Nuestros resultados muestran que la participación en activos de riesgo aumenta hasta la mediana edad y desciende cuando los individuos se acercan a la jubilación. Además, la educación aumenta la probabilidad de que la cartera financiera de los individuos contenga activos de riesgo y, en consecuencia, reduce la aversión. Finalmente, se muestra que la concavidad a lo largo de la distribución de renta respecto a la aversión al riesgo se logra con cada edad sólo cuando los individuos tienen estudios superiores.

Palabras clave: aversión al riesgo, inversiones financieras, edad, educación.

1. INTRODUCCIÓN

Los modelos teóricos recientes han mostrado que la función de aversión al riesgo en inversiones financieras de un inversor representativo no es un indicador certero de la aversión al riesgo del conjunto de inversores, debido a que diversos factores, tales como la edad, inciden sobre las decisiones en torno a la cartera de inversión (Gollier y Zeckhauser, 2002). Los estudios empíricos confirman los supuestos de dichos modelos ya que la

(*) Toni Mora agradece la financiación del Ministerio de Ciencia y Tecnología mediante el proyecto SEJ2006-01161/ECON.

mayoría de análisis muestran que las inversiones en activos de riesgo tienen una forma de "U" invertida (de modo que la función de no-aversión al riesgo es cóncava con respecto a la edad): aumenta con los años hasta la mediana edad y decrece cuando las personas alcanzan la edad de jubilación –véase Poterba y Samwick (1997), Bodie y Crane (1997), Bertaut y Starr-McCluer (2002) y Americks y Zeldes (2004) para Estados Unidos; Guiso y Japelli (2002), Guiso *et al.* (2003) y Brunetti y Torricelli (2007) para Italia; Banks y Tanner (2002) y Guiso *et al.* (2003) para el Reino Unido e Iwaisako (2003) para Japón. Sin embargo, algunos análisis muestran resultados diferentes. Así, Guiso *et al.* (1996) señalan un aumento en la aversión al riesgo con la edad en Italia, mientras que Arrondel (2002) y Guiso *et al.* (2003) no encuentran que la edad incida en el caso de Francia. Además, Alessie *et al.* (2002) para los Países Bajos y Eymann y Börsch-Supan (2002) para Alemania observan que los individuos cercanos a la edad de jubilación son los que toman más riesgos. Cabe señalar que los estudios indicados analizan los efectos de la edad tanto sobre la probabilidad de invertir en activos financieros de riesgo como sobre el porcentaje de renta invertido (salvo Alessie *et al.* 2002 que analizan sólo el primer caso), y obtienen unos efectos prácticamente idénticos.

Otros estudios empíricos consideran la incidencia de la educación sobre la aversión al riesgo referida a las inversiones financieras. Solmon (1975), Yoo (1994), Haliassos y Bertaut (1995), Hubbard *et al.* (1995) y Bertaut y Starr-McCluer (2002) para los Estados Unidos, así como Guiso *et al.* (2003) para Estados Unidos y varios países europeos (tales como Francia, Italia, Países Bajos, Suecia y el Reino Unido), Banks y Tanner (2002) para el Reino Unido y Guiso y Japelli (2002) para Italia, y Alessie *et al.* (2002) para los Países Bajos han mostrado que aquellos inversores con estudios superiores tienen una menor aversión al riesgo. Dichos estudios también analizan tanto la probabilidad de invertir en activos financieros de riesgo como el porcentaje de renta invertido y obtienen el efecto señalado para la educación sobre ambas variables -en este caso salvo Yoo (1994) que considera sólo el porcentaje invertido y Solmon (1975) que realiza un estudio sobre expectativas de inversión. En consecuencia, no sólo la edad sino también la educación inciden sobre la aversión al riesgo, de modo que ambos factores eliminan la posibilidad de una única función de aversión al riesgo que represente a todos los inversores.

En este artículo participamos en el debate mencionado anteriormente, centrándonos en los efectos de la edad y la educación sobre la aversión al riesgo, analizando el caso español. En este sentido, Alegre y Pou (2008) constatan diferencias en España acerca de la tasa ahorro (no su tipología) en función de la edad y la generación (cohorte) a la que pertenecen. Desde una perspectiva teórica extendemos el conocido modelo de Gollier y Zeckhauser (2002) que analiza la aversión al riesgo de los inversores al incluir la educación en el mismo. Empíricamente, se analizan los efectos de la edad y la educación sobre la participación de los inversores en activos de riesgo. El estudio analiza la probabilidad de invertir en activos de riesgo, no la cantidad invertida. Aunque serían deseables ambos análisis, el segundo no es posible por falta de información. Sin embargo, deseamos destacar los siguientes aspectos de

nuestro estudio. En primer lugar, es el primero en examinar la función de aversión al riesgo en activos financieros de un inversor representativo para España. En segundo lugar, el estudio del efecto de la educación sobre la aversión al riesgo considera distintos niveles educativos (en concreto, cuatro niveles y no sólo si los individuos tienen, o no, estudios superiores, como resulta habitual en este tipo de estudios). Finalmente, se examina si la educación y la edad inciden sobre la aversión al riesgo a lo largo de la distribución de la renta.

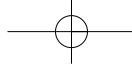
En consonancia con la mayoría de evidencia empírica internacional (expuesta anteriormente), los resultados muestran que tanto la edad como la educación inciden sobre la aversión al riesgo de los inversores. Por tanto, no puede mantenerse la existencia de una función de aversión al riesgo para un inversor representativo para España. Respecto a la edad, los más jóvenes y los de mayor edad tienen una mayor aversión al riesgo que los individuos de mediana edad. En cuanto a la educación, la aversión al riesgo decrece a medida que aumenta el nivel educativo (y no sólo si se alcanzan los estudios superiores). Asimismo, debe destacarse un resultado adicional: a partir de cierto nivel de renta todos los inversores presentan concavidad en cuanto a la no-aversión al riesgo, mientras que para aquellos con estudios universitarios la concavidad se aplica a todos los niveles de renta. Por tanto, la educación tiene un efecto umbral sobre la concavidad de los inversores en cuanto a la renta.

El resto del artículo se estructura del siguiente modo. En la siguiente sección se describe, brevemente, el modelo teórico. En la sección 3 se presentan las principales características de la muestra así como el modelo econométrico. En la sección 4 se muestran los resultados empíricos y una sección final contiene las conclusiones.

2. DIVERGENCIA EN LA AVERSIÓN AL RIESGO DE LOS INVERSORES EN ACTIVOS FINANCIEROS

Nuestro análisis se basa en el modelo de Gollier y Zeckhauser (2002) sobre el consumo de activos financieros, al que se añade una variable educativa. Estos autores analizan el efecto de la edad sobre la aversión al riesgo en inversiones de cartera y concluyen que la edad no permite considerar la existencia de una función de aversión al riesgo en inversiones financieras para un inversor representativo. En nuestro modelo extendido, la educación es otro factor que niega la existencia de dicha función representativa al ser incluida en el modelo teórico.

En el modelo de Gollier y Zeckhauser (2002) se considera la asignación de la riqueza individual en el ahorro y se analiza la función de utilidad del consumo de activos financieros. Cada inversor maximiza su utilidad, es decir, sus preferencias de ahorro. Como resulta usual, la función de utilidad es doblemente diferenciable, creciente y cóncava. Los activos financieros pueden dividirse en activos seguros y de riesgo. La decisión se toma al principio del período (edad joven) y puede variar en el tiempo a partir de las experiencias de los inversores. En el consumo de activos de riesgo, se tienen en cuenta los precios de los activos y la restricción, o



limitación, presupuestaria existente. En la elección (bajo incertidumbre) el paso del tiempo (edad) permite corregir errores (básicamente favorecer la inversión en activos más seguros debido a malas experiencias del pasado). En consecuencia, se espera que los más jóvenes tomen más riesgos, de modo que su función de utilidad sea más cóncava.

Por tanto, deben compararse las distribuciones de utilidad (de jóvenes y mayores en nuestro caso). Como señalan Hara y Kuzmics (2004), sería deseable contrastar la ratio de aversión al riesgo relativo (proporción de un tipo de inversión respecto al total). En nuestro caso, dado que la información muestral permite considerar si se invierte o no, pero no el porcentaje invertido, el elemento de análisis es dicho ratio en términos de riesgo absoluto (r_A). La ecuación (1) considera la ratio señalada, con $v(c)$ como la función de utilidad en el consumo de activos de riesgo de los más jóvenes y $u(c)$ la de aquellos de mayor edad.

$$\frac{r_{A,mayores}(c)}{r_{A,jóvenes}(c)} = \frac{-u''(c) \cdot c / u'(c)}{-v''(c) \cdot c / v'(c)} > 1 \quad (1)$$

Así, nos preguntamos si $r_{A,mayores} > r_{A,jóvenes}$ para todo escalar c en el dominio de consumo, de modo que las funciones de utilidad son diferentes para distintos grupos. Asimismo, al modelo presentado le añadimos el efecto de la educación sobre la aversión al riesgo dado que ésta reduce la aversión al riesgo de los individuos, debido a su efecto positivo sobre la comprensión del mercado financiero que reduce los costes de accesibilidad a activos de más riesgo pero de un mayor rendimiento (Solmon, 1975). En este caso, $e(c)$ es la función de utilidad en el consumo de activos de riesgo de los de menor nivel educativo y $\varepsilon(c)$ la de aquellos con mayor nivel.

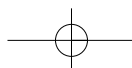
$$\frac{r_{A,Nivel\ educativo\ inferior}(c)}{r_{A,Nivel\ educativo\ superior}(c)} = \frac{-e''(c) \cdot c / e'(c)}{-\varepsilon''(c) \cdot c / \varepsilon'(c)} > 1 \quad (2)$$

En consecuencia, se desean contrastar las siguientes hipótesis:

- Los inversores en edades medias tienen una menor aversión al riesgo que los de mayor y menor edad. Esta hipótesis surge de considerar que, respecto a los más jóvenes, los inversores de mediana edad tienen más riqueza, información y experiencia en gestionar sus finanzas, factores que facilitan su entrada en el mercado financiero. Respecto a los mayores, los inversores de mediana edad aún no se encuentran en situación de reducción de la riqueza, que puede obligarles a liquidar activos, o en voluntad de ceder parte del patrimonio a los descendientes -véase Gollier (2002a) y Guiso *et al.* (2002a).

- La educación reduce la aversión al riesgo por su efecto sobre la eficiencia en el consumo, de modo que los individuos con mayor nivel educativo tienen un mayor acceso a la información y a entender la información referida al mercado financiero. Incluso si no invierten ellos, aquellos con mayor nivel educativo pueden ser más eficientes en la búsqueda de asesores financieros (Solmon, 1975).

La contrastación de las dos hipótesis planteadas anteriormente permitirá validar la siguiente hipótesis:



- No existe una función de utilidad representativa del conjunto de inversores en activos financieros de riesgo por los efectos de la edad y la educación sobre la aversión al riesgo.

3. DATOS Y ESTRATEGIA ECONOMETRICA

El análisis se basa en una encuesta de corte transversal denominada "Los comportamientos económicos de los españoles: consumo y ahorro" llevada a cabo por el Centro de Investigaciones Sociológicas en Octubre de 1998. La encuesta es de ámbito nacional (salvo Ceuta y Melilla) y su universo es la población de 18 y más años, con un tamaño muestral de 2.500 individuos. La encuesta se desarrolla en 168 municipios y 46 provincias, es polietápica, estratificada por conglomerados, con selección de las unidades primarias de muestreo (municipios) y de las unidades secundarias (secciones) de forma aleatoria proporcional, y de las unidades últimas (individuos) por rutas aleatorias y cuotas de sexo y edad. Los estratos se han formado por el cruce de las 17 Comunidades Autónomas y considerando 7 tipos de municipios en función del tamaño del mismo (CIS, 1999).

La encuesta contiene información demográfica y socioeconómica que incluye, entre otras características, los ingresos netos del hogar, la ocupación, sexo, estado civil, educación y composición del hogar, así como las decisiones de ahorro-inversión de los encuestados. Nuestro estudio sólo considera aquellos individuos que señalan ser el sustentador principal del hogar o su pareja (ya que puede suponerse que éstos son los individuos que toman las decisiones de inversión del hogar), así como aquellos con al menos 24 años de edad (que hayan podido finalizar los estudios superiores).

Debe señalarse que, como en otras economías occidentales, en España la inversión del ahorro ha variado dramáticamente desde la década de 1980, de modo que los bonos, y especialmente las acciones, son más conocidas y populares que anteriormente (Guiso *et al.* 2002b, 2003). Sin embargo, la mayoría de hogares aún invierten en activos tradicionales. Además, para el caso español, la mayoría de familias tienen la vivienda en propiedad (86% comparado con el 61% de promedio de la Unión Europea), de modo que adquirir una vivienda es una prioridad respecto a las decisiones de inversión (Banco de España, 2008). No podemos comparar los datos nacionales con los que provienen de nuestra muestra debido a que la encuesta considerada no incluye preguntas referidas al porcentaje de renta asignada a cada activo de inversión. Sin embargo, de la muestra se constata que el 57% de los hogares invierte en activos financieros, aunque el 39% en activos líquidos y cuentas de depósito (los métodos tradicionales de ahorro).

Con respecto a nuestro análisis empírico, se crea una variable *dummy* cuyo valor "1" muestra que los individuos no tienen aversión al riesgo a la hora de invertir. En concreto, la variable de no-aversión toma valor "1" cuando los individuos declaran invertir en acciones, fondos de

inversión o sus propios negocios (aquellas inversiones de mayor riesgo debido a su mayor volatilidad), y "0" si declaran invertir en activos líquidos y cuentas de depósito, seguros, deuda pública, inmuebles y bienes duraderos. A diferencia de otros países, en este estudio las inversiones en bienes inmuebles no se consideran de riesgo debido a su usual alta rentabilidad (especialmente en el período considerado). Asimismo, aunque en 1998, en España los fondos de inversión sólo invirtieron, en promedio, un 35% en activos no vinculados con la tesorería y la renta fija, creemos que, para dicho año, puede considerarse como una actitud de riesgo que los individuos inviertan en fondos parcialmente variables, dado el carácter muy conservador del ahorrador medio español (véase Montllor y Tarrazón, 1998).

El porcentaje de individuos que pueden considerarse inversores sin aversión es del 14,5%. Aunque nuestra definición de aversión al riesgo es amplia (ya que la variable dependiente toma valor "1" aunque la inversión sea muy pequeña), se constata un pequeño porcentaje de inversores de riesgo. Dicho porcentaje no es comparable con el de otros estudios (por las distintas definiciones de aversión al riesgo), pero si se considera la inversión sólo en acciones (más comparable), mientras que en nuestra muestra el porcentaje de inversores en dicho activo financiero representa el 5,9%, éste porcentaje se eleva al 7,5% en Italia (Guiso y Japelli, 2002), 12% en Alemania (Eymann y Börsch-Supan, 2002), 15,4% en los Países Bajos (Alessie *et al.* 2002), 19,2% en Estados Unidos (Bertaut y Starr-McCluer, 2002) y 21,6% en el Reino Unido (Banks y Tanner, 2002). Como se ha señalado anteriormente, aunque la inversión en cartera ha cambiado significativamente en el tiempo, los inversores españoles aún tienen una fuerte predisposición a invertir en instrumentos más seguros y tradicionales que en otros países desarrollados.

Debido a la naturaleza dicotómica de la variable dependiente, utilizamos un modelo econométrico de respuesta cualitativa. El análisis considera un modelo logit binario, como el mostrado en la ecuación (3), donde w_i representa la renta individual, a_i la edad de los encuestados, e_i su nivel educativo y x_{ij} son variables de control respecto a otras características individuales y del hogar. Debe señalarse que $c(s)$ identifica el consumo de activos de riesgo.

$$\Pr(c(s) = 1 / X) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta'_1 w_i + \beta'_2 a_i + \beta'_3 e_i + \beta'_4 x_{ij})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta'_1 w_i + \beta'_2 a_i + \beta'_3 e_i + \beta'_4 x_{ij})} \quad (3)$$

En el cuadro 1 se presentan las principales características de las variables explicativas utilizadas en el análisis empírico. La muestra final resultante es de 1.031 individuos, debido a la no respuesta de algunos individuos en la variable dependiente y las limitaciones impuestas respecto a la edad (tener al menos 24 años) y posición del encuestado en el hogar (ser sustentador principal o la pareja). Debe señalarse que han sido consideradas las variables independientes habitualmente utilizadas en trabajos previos, así como otras variables no consideradas en dichos estudios, pero que a nuestro juicio debieran ser incluidas, tales como que el hogar suponga o no un coste para la familia (hipoteca o alquiler), la expectativa financiera y la ocupación del encuestado, así como el tipo de municipio y

la región de residencia. Las tres primeras variables resultan relevantes porque condicionan la capacidad de ahorro de las familias: el coste del hogar y la ocupación inciden sobre la renta disponible y la expectativa económica altera la voluntad de invertir. Asimismo, las variables de localización inciden sobre el tipo de ahorro/inversión de las familias: por un lado, el nivel de información disponible varía por la diferente presencia de instituciones y asesorías financieras en función del tamaño del municipio; por otro, existe una distinta capacidad de obtener rentas, preferencias de ahorro y acceso a la información por Comunidades Autónomas. A nuestro entender, la relación de dichos factores con la variable dependiente es la siguiente: familias en las que el hogar no supone un coste, con una expectativa financiera de mejora, en niveles de ocupación altos (directivos, profesionales y similares), en municipios urbanos (especialmente en los de mayor tamaño) y en Comunidades Autónomas de mayor nivel de renta deberían tener una menor aversión al riesgo a la hora de invertir en activos financieros.

Como se observa en el cuadro 1, la edad media de los encuestados es de 48 años (recordemos que se consideran sólo sustentadores principales y parejas de 24 o más años), predominando aquellos entre 24-29 años (38% del total) y con 60 y más años de edad (27%). Respecto a la educación, algo menos de un tercio (27%) han alcanzado, como máximo, los estudios primarios, poco más de un tercio ha finalizado los secundarios inferiores (35%), mientras que un 17% posee estudios secundarios superiores y un 21% es graduado universitario (los encuestados señalan la titulación alcanzada y se han generado los cuatro niveles descritos). La gran mayoría son casados (80%), viven en un hogar sin hipoteca o alquiler que satisfacer (66%) y más de la mitad son activos económicamente (57%). En cuanto a la ocupación, predominan aquellos que trabajan en la industria, la construcción y el transporte (42%), así como los asalariados (76%) en cuanto a la categoría ocupacional. Si se considera el hogar, el número medio de miembros es 3, predominantemente situado en entornos suburbanos (33%), urbanos (28%) y rurales (27%), y en la zona Este (29%) o Sur (19%) de España.

En referencia a la renta, se observan unos ingresos medios netos anuales por miembro del hogar de poco más de ocho mil euros. Debe señalarse que la variable generada se corresponde con la renta neta anual del hogar ajustada por el número de miembros siguiendo la propuesta de Buhman *et al.* (1988), que considera una escala de equivalencia con efectos similares a los de la OCDE. Aunque sería deseable considerar la mayor cifra declarada entre nivel de ingresos o nivel de gasto, debido a la menor declaración de ingresos de los hogares con respecto al nivel real (Alegre y Pou, 2002), la encuesta utilizada sólo proporciona información sobre los ingresos. Además, los encuestados indican sus expectativas financieras para el año siguiente, donde predomina una creencia que quedará igual (42%) o mejorará (45%). Finalmente, a partir de la Contabilidad Regional del Instituto Nacional de Estadística, incorporamos una variable que representa la tasa de ahorro de la región en la que viven los encuestados, lo que permite analizar si la tasa de ahorro colectiva (regional) incide sobre el comportamiento de ahorro-inversión individual.

Cuadro 1
DESCRIPCIÓN Y ESTADÍSTICOS
DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES

Variable	Media	D. Estándar	Min	Max	N
Nivel educativo alcanzado:					
Sin estudios o con estudios primarios	0,27	0,49	0	1	1.866
ESO, formación profesional media o similar	0,35	0,40	0	1	1.680
Bachillerato, form. profesional superior o similar	0,17	0,35	0	1	1.680
Estudios Universitarios	0,21	0,45	0	1	1.680
Edad	47,81	16,13	24	88	1.866
Edad en intervalos:					
Cohorte 1 (24-39 años)	0,38	0,47	0	1	1.866
Cohorte 2 (40-49)	0,20	0,39	0	1	1.866
Cohorte 3 (50-59)	0,14	0,37	0	1	1.866
Cohorte 4 (60 y más años)	0,27	0,47	0	1	1.866
Casado/a	0,80	0,42	0	1	1.868
Número de miembros del hogar	3,18	1,40	1	9	1.865
Activo	0,57	0,50	0	1	1.865
Hogar sin hipoteca o alquiler	0,66	0,47	0	1	1.828
Renta neta-ingresos netos por miembro del hogar (miles de €)	8,24	5,98	0,74	76,49	1.868
Expectativa financiera:					
Empeora el próximo año	0,13	0,29	0	1	1.868
Igual el próximo año	0,42	0,49	0	1	1.868
Mejora el próximo año	0,45	0,49	0	1	1.868
Actividad ocupacional:					
Profesionales y directivos	0,14	0,34	0	1	1.858
Empleados en oficinas o con personas a cargo, comercio y servicios	0,30	0,46	0	1	1.858
Minería, industria, construcción y transporte	0,42	0,50	0	1	1.858
Agricultura	0,14	0,34	0	1	1.858
Categoría ocupacional:					
Empleadores	0,06	0,23	0	1	1.833
Autónomos	0,18	0,38	0	1	1.833
Asalariados	0,76	0,42	0	1	1.833
Tipo de municipio:					
Población rural	0,27	0,44	0	1	1.868
Población suburbana	0,33	0,47	0	1	1.868
Población urbana	0,28	0,45	0	1	1.868
Población urbana en grandes ciudades	0,12	0,33	0	1	1.868
Comunidad de Residencia:					
NUTS1 = Noroeste (Asturias, Galicia, Cantabria)	0,11	0,32	0	1	1.868
NUTS2 = Noreste (Aragón, Navarra, Rioja, P. Vasco)	0,11	0,31	0	1	1.868
NUTS3 = Centro (C-León, C-Mancha, Extremadura)	0,14	0,35	0	1	1.868
NUTS4 = Este (Balears, Cataluña, C. Valenciana)	0,29	0,46	0	1	1.868
NUTS5 = Sur (Andalucía, Murcia)	0,19	0,39	0	1	1.868
NUTS6 = Canarias	0,04	0,18	0	1	1.868
NUTS7 = Comunidad de Madrid	0,12	0,33	0	1	1.868

4. RESULTADOS

Un problema econométrico que puede aparecer es la presencia de endogeneidad, debido a que la renta y el ahorro-inversión pueden afectarse mutuamente. Así, los hogares que invierten en activos de riesgo pueden obtener mayores niveles de renta al final del período, especialmente aquellos con mayores niveles de renta. Por este motivo calculamos el porcentaje medio de renta invertida para aquellos con niveles elevados de renta. En nuestra muestra, por encima del percentil 80 de renta el promedio de ahorro es bastante bajo (5,6%). Por dicho motivo, podemos tratar la renta como exógena. La correlación entre el nivel educativo y la renta neta del hogar no es demasiado alta (0,34); así, no se observa multicolinealidad (tampoco si se calcula el factor de inflación de la varianza, que, en promedio, tiene el valor 2,53 y resulta inferior a 10 para todas las variables). Si se observa la presencia de heteroscedasticidad debido a la renta. Miniaci y Weber (2002) señalan que la heterogeneidad afecta a la aversión al riesgo al desaparecer el supuesto de independencia en el tiempo en que se toma la decisión de participación en dicho tipo de activos. Así, el análisis de regresión se realiza ponderando la función de máxima verosimilitud para corregir la presencia de heteroscedasticidad generada por el nivel de renta.

En los cuadros 2a y 2b se presentan los principales resultados, considerando los efectos marginales de las variables explicativas sobre la dependiente. El cuadro 2a muestra los resultados considerando sólo las variables objeto de análisis, educación y edad. Si bien, dichos modelos presentarían un problema de omisión de variables relevantes, los resultados base permiten comentar una primera aproximación al objeto de análisis. En el cuadro 2b se muestran los resultados con el conjunto de variables explicativas, distinguiendo en función de cómo se presenta la variable edad. La inclusión de variables reduce ligeramente la muestra, que pasa de 1.031 individuos en primer modelo a 936 en los modelos finales.

Como se observa en el primer modelo expuesto en el cuadro 2a, la edad incide negativamente sobre la no-aversión al riesgo de los inversores en activos financieros, de modo que la aversión aumenta con la edad. Ahora bien, la inclusión de una variable cuadrática (modelo 2) muestra que dicha incidencia tiene una forma de "U" invertida (concavidad), como sucede en la mayor parte de estudios internacionales. El punto de corte para esta variable se sitúa en los 52 años. Los resultados considerando la edad por intervalos (modelo 3) se corresponden con los obtenidos para la variable continua, situándose el nivel máximo de no aversión en el tramo de 50-59 años (idéntico a estudios para otros países). Con respecto a la educación, en el modelo 4 se constata que, respecto a poseer estudios secundarios superiores, tener niveles educativos inferiores aumenta la aversión al riesgo; sin embargo los inversores con estudios universitarios tienen una menor aversión. Finalmente, el modelo 5, que considera la edad y la educación conjuntamente, muestra que la edad mantiene el signo señalado anteriormente y que las variables educativas muestran los resultados esperados (aquellos con mayores niveles educativos tienen menor aversión al riesgo que los de menor nivel). De este modo, podemos

validar tanto la ecuación (1), es decir, $r_{A,mayores}(c) / r_{A,jóvenes}(c) > 1$, como la ecuación (2): $r_{A,Nivel\ educativo\ inferior}(c) / r_{A,Nivel\ educativo\ superior}(c) > 1$. La primera validación permite corroborar Alegre y Pou (2008) acerca de la existencia de un cambio generacional en los patrones de ahorro de los españoles.

En el cuadro 2b se muestran los efectos de todas las variables explicativas sobre la no aversión al riesgo. Nuestros resultados muestran, a semejanza de lo indicado en el cuadro anterior, que la edad se relaciona negativamente con la no-aversión (aunque la significatividad de la forma cuadrática muestra la existencia de un efecto no lineal). Así, comparado con aquellos de edad intermedia, los más jóvenes y los de mayor edad tienen una mayor aversión al riesgo, es decir, son menos proclives a invertir en activos de riesgo. Los resultados que consideran a la edad en intervalos mantienen la concavidad respecto a la aversión, siendo los de menor aversión los inversores entre 40 y 59 años de edad. En cuanto a la educación, ésta reduce la aversión al riesgo (disminuye a medida que aumenta el nivel educativo). Por tanto, los individuos con mayor nivel de educación tienen mayor probabilidad de invertir en activos de riesgo. En consecuencia, los resultados validan las hipótesis planteadas, de modo que no existe una función de aversión al riesgo representativa para todos los inversores por los efectos sobre la misma de la edad y el nivel educativo alcanzado.

Se han probado interacciones entre la renta y los distintos niveles educativos pero no se han observado resultados significativos. A pesar de que nuestros resultados no son completamente comparables con otros estudios internacionales dadas las distintas definiciones de la variable dependiente, tal y como se ha indicado en la introducción, resultan acordes con la mayor parte de evidencia empírica internacional, en relación a la edad, y con la totalidad de estudios examinados relativos a la educación (si bien en nuestro análisis se incluye un mayor número de niveles educativos que en los estudios de otros países).

Cuadro 2a
ESTIMACIONES LOGIT DE NO-AVERSIÓN AL RIESGO:
EFFECTOS MARGINALES

Variable dependiente	Modelo base 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Edad	-0,037 (-17,69)***	-0,008 (-10,75)***			-0,007 (-6,58)***
Edad al cuadrado		0,0001 (4,23)***			0,0001 (4,62)***
Edad cohorte 1 (24-39)			0,031 (0,94)		
Edad cohorte 2 (40-49)			0,007 (0,19)		
Edad cohorte 3 (50-59)			-0,091 (-2,52)**		
Sin estudios o primaria				-0,1195 (-4,94)***	-0,133 (-5,05)***
Secundaria inferior				-0,0681 (-2,59)**	-0,076 (-2,97)***
Universidad				0,0697 (1,90)*	0,060 (1,69)*
Observaciones	1,030	1,030	1,030	965	964
χ^2	313,04 (0,00)	387,59 (0,00)	9,97 (0,00)	50,16 (0,00)	50,83 (0,00)
Pseudo-R ²	0,006	0,007	0,010	0,061	0,062
Predicciones correctas	85,53%	85,53%	64,56%	84,56%	84,96%

Notas: superíndices ***, ** y * denotan significatividad al 1, 5 y 10% respectivamente; z-estadísticos entre paréntesis.

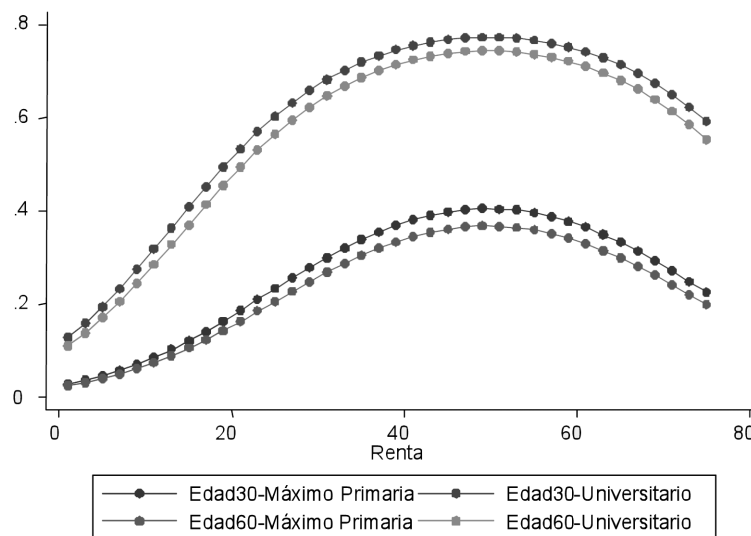
Cuadro 2b
ESTIMACIONES FINALES LOGIT DE NO AVERSIÓN
AL RIESGO: EFECTOS MARGINALES

Variable dependiente	Signo esperado	Modelo 6	Modelo 7
Edad	-	-0,010 (-1,94)*	
Edad al Cuadrado	+	0,0001 (1,76)*	
Edad cohorte 1 (24-39)	-		-0,018 (-0,42)
Edad cohorte 2 (40-49)	-		-0,060 (-1,69)*
Edad cohorte 3 (50-59)	-		-0,093 (-3,09)***
Sin estudios o primaria	-	-0,114 (-3,87)***	-0,117 (-4,11)***
Secundaria inferior	-	-0,096 (-3,24)***	-0,092 (-3,08)***
Universidad	+	0,073 (1,90)*	0,068 (1,78)*
Casado/a	+	-0,022 (-0,66)	-0,029 (-0,84)
Número de miembros del hogar	+	0,018 (1,69)*	0,020 (1,98)**
Activo	+	0,064 (1,73)*	0,084 (2,36)**
Hogar sin hipoteca o alquiler	+	0,125 (4,99)***	0,125 (5,00)***
Renta neta-ingresos netos por miembro del hogar (miles de €)	+	0,017 (4,21)***	0,017 (4,20)***
Renta neta al cuadrado	-	-0,0002 (-2,47)**	-0,0002 (-2,52)**
Expectativa financiera: igual el próximo año	+	-0,024 (-0,57)	-0,029 (-0,68)
Expectativa financiera: mejora el próximo año	+	0,003 (0,08)	0,007 (0,16)
Profesionales y directivos	+	0,015 (0,33)	0,027 (0,55)
Empleado en oficinas, personas a cargo, comercio y servicios	+	-0,005 (-0,11)	0,014 (0,29)
Minería, industria, construcción y transporte	+	0,067 (1,33)	0,089 (1,66)
Empleadores	=	-0,030 (-0,70)	-0,029 (-0,67)
Asalariados	-	-0,197 (-4,65)***	-0,200 (-4,72)***
Tasa de ahorro regional	+	-0,010 (-1,09)	-0,010 (-1,13)
Población rural	-	-0,041 (-1,28)	-0,035 (-1,09)
Población suburbana	-	-0,017 (-0,57)	-0,009 (-0,30)
Población urbana en grandes ciudades	+	-0,021 (-0,51)	-0,024 (-0,56)
Noroeste	-	-0,137 (-4,75)***	-0,138 (-4,91)***
Centro	-	-0,113 (-4,38)***	-0,114 (-4,52)***
Este	-	-0,099 (-2,30)**	-0,096 (-2,24)**
Sur	-	-0,062 (-1,16)	-0,063 (-1,22)
Canarias	-	-0,065 (-1,34)	-0,070 (-1,53)
C. de Madrid	=	-0,153 (-3,79)***	-0,152 (-3,78)***
Observaciones		936	936
χ^2		209,16 (0,00)	213,54 (0,00)
Pseudo-R ²		0,221	0,226
Predicciones correctamente clasificadas		86,54%	86,75%

Notas: superíndices ***, ** y * denotan significatividad al 1, 5 y 10% respectivamente; z-estadísticos entre paréntesis.

El gráfico 1 muestra las predicciones de probabilidades para la no-aversión al riesgo, calculadas incluyendo las estimaciones no lineales. Se considera los efectos de la edad y la educación a lo largo de la distribución de la renta. Dichas diferencias en las predicciones de probabilidad resultan estadísticamente significativas (para ambas variables). A lo largo de la distribución de la renta, la edad incide sobre la aversión al riesgo de modo que, para cualquier nivel de ingresos, los más jóvenes presentan una menor aversión. En este sentido, Gollier (2005) señala que los más jóvenes son más conscientes del rendimiento esperado de los activos financieros y, debido a su mayor adaptabilidad a la brecha digital existente entre generaciones, más flexibles a la hora de ajustarse a los cambios de las condiciones en el mercado de trabajo, evitando mejor la exclusión laboral. Ambos factores reducen la aversión al riesgo de los más jóvenes respecto a los mayores. Ahora bien, como señala dicho autor, deben considerarse los cambios en el riesgo de los activos financieros en el tiempo, así como el coste de otros activos reales (como la vivienda, que puede perjudicar la ratio indicada para los jóvenes), de modo que análisis dinámicos serían deseables.

Gráfico 1
PREDICCIONES DE PROBABILIDAD PARA LA NO-AVERSIÓN
AL RIESGO: EFECTO DE LA RENTA POR EDAD,
ATENDIENDO AL NIVEL EDUCATIVO



En cuanto a la educación, se constata la presencia de un efecto umbral con respecto a la concavidad de las funciones de utilidad. Así, la concavidad está siempre presente en aquellos con mayor nivel educativo pero no en los de menor nivel. Para los primeros, la presencia de un mayor rendimiento del mercado bursátil en 1998 ha podido generar que más individuos inviertan en dicho mercado, de entre los cuales destacan aquellos

con mayor nivel educativo. Al respecto, el umbral se debería a la existencia de costes fijos relacionados con la información financiera (necesaria para participar en el mercado financiero). Además, pueden existir diferencias en la flexibilidad de la oferta de trabajo que incidan sobre la obtención de renta, de manera que cuanto mayor nivel educativo mayor es la predisposición, por ejemplo, a la movilidad laboral. Así, los individuos con mayor nivel de educación pueden adaptar su oferta laboral a cambios en la renta en mayor medida que aquellos con menor nivel.

Con respecto al resto de variables independientes, destacamos los siguientes resultados (véanse los modelos 6 y 7). No se observan diferencias en las inversiones en activos de riesgo relacionadas con las expectativas financieras del año siguiente y el estado civil. Este segundo resultado es acorde con diversos estudios internacionales, salvo Bertaut y Starr-McCluer (2002), para Estados Unidos, y Eymann y Börsch-Supan (2002), para Alemania, quienes señalan una reducción de la aversión al riesgo de los casados. En consonancia con la evidencia existente en otros países, la actividad laboral sí reduce la aversión al riesgo. Respecto a las categorías ocupacionales, en comparación con los trabajadores autónomos, los asalariados tienen mayor aversión. El resultado está en concordancia con el estudio de Alessie *et al.* (2002), para los Países Bajos, y Bertaut y Starr-McCluer (2002) para Estados Unidos (en este segundo caso en función de la variable relacionada con inversiones de riesgo), pero no con Eymann y Börsch-Supan (2002) para Alemania. La inexistencia de diferencias entre empleadores y autónomos también se observa en diversos estudios internacionales salvo en Faig y Shum (2002) para Estados Unidos. Finalmente, no se observan diferencias estadísticamente significativas por grupos profesionales.

Con respecto a las variables relacionadas con el hogar, la renta, como se observa en todos los estudios internacionales, se relaciona positivamente con la no-aversión, aunque de manera decreciente, tal y como muestra la significatividad negativa del término cuadrático. Por tanto, los hogares en los tramos centrales de la distribución de renta tienen una mayor probabilidad relativa de tener una menor aversión. La mayor aversión de aquellos en mayores niveles de renta, respecto a los hogares en niveles medios, puede deberse al hecho de que los primeros invierten más en bienes reales, tales como otras residencias (España tiene el mayor nivel de casas por hogar, véase Allen *et al.* 2004), si bien más investigación al respecto ha de permitir obtener explicaciones concluyentes. Asimismo, los hogares en viviendas que no suponen un coste (de alquiler o hipoteca) tienen una menor aversión al riesgo, como cabe esperar, ya que en ausencia de limitaciones de liquidez (coste de la vivienda), los consumidores pueden aumentar su horizonte temporal implícito que reduce la aversión (Gollier, 2002b). Dicha menor aversión también se observa en Iwaisako (2003) para Japón, si bien este estudio considera el hecho de ser, o no, propietario, no el coste. El número de miembros del hogar también reduce la aversión al riesgo, un efecto acorde con Eymann y Börsch-Supan (2002), para Alemania, pero no con Alessie *et al.* (2002), para los Países Bajos, y Guiso y Japelii (2002) y Miniaci y Weber (2002), para Italia, si bien todos estos estudios consideran, asimismo, el número de hijos. En cuanto al lugar de residencia, aunque no se observan diferencias en función de la zona (rural o urbana)

en la que habitan los individuos, sí que existen diferencias regionales. Así, comparado con residir en la zona noreste, los hogares en la Comunidad de Madrid, Noroeste, Centro y Este tienen una mayor aversión al riesgo. Dichos resultados requieren mayor investigación futura para poder conocer sus causas, que pueden deberse al distinto acceso a la información, las preferencias de ahorro (por ejemplo, hacia la inversión inmobiliaria) o el nivel de renta. Finalmente, la tasa de ahorro regional no incide sobre el comportamiento individual en la gestión de la cartera de inversiones financieras.

5. CONCLUSIONES

De acuerdo con la mayor parte de la evidencia empírica para otros países, nuestros resultados muestran que la función de aversión al riesgo de un inversor en activos financieros representativo no es un buen indicador de dicho tipo de inversor para el caso español, debido a las distintas funciones de utilidad existentes entre individuos de diferente edad y nivel educativo. Respecto a la edad, ésta se relaciona con la no-aversión al riesgo de manera negativa, aunque la relación es no-lineal (cóncava). En consecuencia, se constata que, comparados con los individuos de mediana edad, los más jóvenes y los de mayor edad tienen una mayor aversión al riesgo, de modo que ven reducida su probabilidad de invertir en activos financieros de riesgo. En cuanto a la educación, respecto a tener estudios secundarios superiores, los individuos con estudios universitarios tienen una mayor probabilidad de invertir en activos de riesgo mientras que aquellos que como máximo han finalizado los estudios secundarios inferiores tienen una mayor aversión y, en consecuencia, una menor probabilidad de invertir en dichos activos financieros.

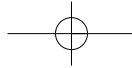
Del estudio puede destacarse, además, que a partir de cierto nivel de renta todos los inversores presentan concavidad respecto a la aversión al riesgo, mientras que, para los de mayor nivel educativo, la concavidad se aplica en todos los niveles de renta. Así, nuestras predicciones muestran que a lo largo de la distribución de la renta la concavidad sólo se alcanza si se tienen estudios universitarios. Este efecto "umbral" que genera la educación puede deberse tanto a la existencia de costes fijos (de información) de entrada en el mercado financiero como a diferencias para afrontar las demandas del mercado laboral en favor de los individuos con mayor nivel educativo que condiciona la obtención de renta (en este último caso, la educación favorece la movilidad laboral y la formación continua).

De nuestros resultados pueden derivarse implicaciones de política económica. Por un lado, la promoción del ahorro-inversión debería considerar las distintas estrategias de los inversores en función de la edad. Por otro, podría prestarse más atención a los individuos con menor nivel educativo si se desea una mayor participación en el mercado financiero que incremente los recursos financieros de las empresas y favorezca el crecimiento económico. En cualquier caso, se precisan más estudios en torno al estudio del perfil del inversor español que considere no sólo la probabilidad de inversión en activos financieros sino, especialmente, los porcentajes de renta invertidos en cada activo, así como análisis dinámicos que permitan analizar la evolución de los inversores en el tiempo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alegre, J. y Pou, L. (2002): "La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): Descripción, representatividad y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el consumo", FUNCAS, Documento de Trabajo, n° 172, Madrid.
- Alegre, J. y Pou, L. (2008): "El consumo y la tasa de ahorro privados de los hogares españoles: una descomposición de los efectos edad y cohorte", *Investigaciones Económicas*, vol. 32, n° 1, pp. 87-121.
- Alessie, R.; Hochgürtel, S. y Van Soest, A. (2002): "Household portfolios in the Netherlands", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 341-388.
- Allen, J.; Barlow, J.; Pavovani, L.; Maloutas, M. y Leal, J. (2004): *Housing in Southern Europe*, Blackwell, Oxford.
- Ameriks, J.; Zeldes, S. (2004): "How do household portfolio shares vary with age?", Columbia Business School, Working Paper, septiembre, Nueva York.
- Arrondel, L. (2002): "Risk management and wealth accumulation behaviour in France", *Economics Letters*, vol. 74, n° 2, pp. 187-194.
- Banco de España (2008): *Households and non-profit institutions serving households. Financial balance sheet*, Banco de España, Madrid.
- Banks, J. y Tanner, S. (2002): "Household portfolios in the United Kingdom", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 219-250.
- Bertaut, C.C. y Starr-McCluer, M. (2002): "Household portfolios in the United States", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 181-217.
- Bodie, Z. y Crane, D.B. (1997): "Personal investing: Advice, theory and evidence from a survey of TIAA-CREF participants", *Financial Analysts Journal*, vol. 53, n° 6, pp. 13-23.
- Brunetti, M. y Torricelli, C. (2007): "The population ageing in Italy: Facts and impact on household portfolios", en Balling, M.; Gnan, E. y Lierman, F. (eds.), *Money, finance and demography: The consequences of ageing*, SUIERF, Viena, pp. 175-211.
- Buhmann, B.; Rainwater, L.; Schmaus, G. y Smeeding, T.M. (1988): "Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) data", *Review of Income and Wealth*, vol. 34, n° 2, pp. 115-142.
- CIS (1999): *Los comportamientos económicos de los españoles: consumo y ahorro (II)*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.
- Eymann, A. y Börsch-Supan, A. (2002): "Household portfolios in Germany", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 291-340.
- Faig, M. y Shum, P. (2002): "Portfolio choice in the presence of personal illiquid projects", *The Journal of Finance*, vol. 57, n° 1, pp. 303-328.

- Gollier, C. (2002a): "What does classical theory have to say about household portfolios?", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 27-54.
- Gollier, C. (2002b): "Time diversification, liquidity constraints, and decreasing aversion to risk on wealth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, n° 7, pp. 1439-1459.
- Gollier, C. (2005): "Optimal portfolio management for individual pension plans", CESifo, Working Paper Series, n° 1394, Munich.
- Gollier, C. y Zeckhauser, R.J. (2002): "Horizon length and portfolio risk", *The Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 24, n° 3, pp. 195-212.
- Guiso, L.; Japelli, T. y Terlizzese, D. (1996): "Income risk, borrowing constraints, and portfolio choice", *American Economic Review*, vol. 86, n° 1, pp. 158-172.
- Guiso, L. y Japelli, T. (2002): "Household portfolios in Italy", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 251-289.
- Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (2002a): "Introduction", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 1-24.
- Guiso, L.; Haliassos, M. y Japelli, T. (2002b): *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge.
- Guiso, L.; Haliassos, M. y Japelli, T. (2003): "Equity culture. Theory and cross-country evidence", *Economic Policy*, vol. 18, n° 36, abril, pp. 123-170.
- Haliassos, M. y Bertaut, C. C. (1995): "Why do so few hold stocks?", *The Economic Journal*, vol. 105, pp. 1110-1129.
- Hara, C. y Kuzmics, C. (2004): "Representative consumer's risk aversion and efficient risk-sharing rules", Cambridge Working Papers in Economics, n° 452, Cambridge.
- Hubbard, R.G.; Skinner, J. y Zeldes, S. (1995): "Precautionary saving and social insurance", *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 2, pp. 360-399.
- Iwaisako, T. (2003): "Household portfolios in Japan", NBER, Working Paper, n° 9647, Cambridge.
- Miniaci, R. y Weber, G. (2002): "Econometric issues in the estimation of household portfolio models", en Guiso, L.; Haliassos, M. y Jappelli, L. (eds.), *Household portfolios*, The MIT Press, Cambridge, pp. 143-178.
- Montllor, J. y Tarrazón, M. A. (1998): "Planes, fondos de pensiones, ahorro e inversión de las familias españolas", *Papeles de Economía Española*, n° 77, pp. 201-222.
- Poterba, J. M. y Samwick, A. A. (1997): "Household portfolio allocation over the life cycle", NBER, Working Paper, n° 12834.
- Solmon, L.C. (1975): "The relation between schooling and savings behavior: an example of indirect effects of education", en Juster, F.T. (ed.), *Education, Income and Human Behavior*, Mac-Graw Hill, Nueva York, pp. 253-293.
- Yoo, P. S. (1994): "Age dependent portfolio selection", Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper, n° 3.



ABSTRACT

This paper examines the effects of age and education on risk aversion in portfolio investments in Spain. Our results show that participation in risky assets increases along with age until mid-ages and then declines as people reach retirement. Moreover, education increases the probability that individuals' portfolio will contain risky assets and, therefore, it reduces financial risk aversion. Finally, we find out that concavity along the income distribution regarding risk aversion is achieved for every age only when higher educational levels are obtained.

Key words: risk aversion, portfolio, ageing, education.

