

¿AHORRAN POR MOTIVO PRECAUCIÓN LOS HOGARES ESPAÑOLES?

Juan Antonio Campos Soria
Andrés Marchante Mera
Miguel Ángel Ropero García
Universidad de Málaga

Este artículo contrasta si los hogares españoles ahorran parte de su renta para prevenir posibles imprevistos en el futuro. Para ello, se utiliza una variable ficticia indicativa del período en que se reduce el subsidio de desempleo, pues implica un aumento del riesgo de renta soportado por los hogares. A partir del modelo de ciclo vital con incertidumbre sobre la renta y utilizando los datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, se obtiene que los hogares españoles ahorran por motivo precaución, pero sólo para aquéllos cuyo sustentador principal es de mediana edad, y sobre todo para los hogares restringidos a la liquidez.

Palabras clave: ahorro por motivo precaución, riesgo de renta.

1. INTRODUCCIÓN

A lo largo de los últimos años proliferan los contrastes del ahorro por motivo precaución para explicar mejor los cambios del consumo de los hogares. En este artículo se obtiene que los hogares españoles ahorran parte de su renta para prevenir posibles malas noticias en el futuro, por lo que se concluye que existe ahorro por motivo precaución. A continuación, se pone de manifiesto la relevancia empírica de esta investigación, analizando la posible importancia cuantitativa que puede tener el ahorro por motivo precaución en la economía española. Después, se describe la literatura sobre esta motivación del ahorro para considerar la posición que ocupa este artículo en ella.

1.1. Relevancia en España

Como se pone de manifiesto en García Delgado (2001), el ahorro de las familias españolas se reduce notablemente en la década de los ochenta,

pero se recupera en la primera mitad de los noventa. La literatura empírica analiza las causas de estos cambios importantes en la tasa de ahorro. El aumento de la presión fiscal que se produce a lo largo de estos años no parece ser un factor concluyente (ver Molina y Taguas, 1991; Raymond y otros, 1991 y Monés y otros, 1992). Los cambios en los tipos de interés tampoco pueden haber sido totalmente responsables de esas variaciones de la tasa de ahorro, pues su efecto sobre el ahorro individual es ambiguo. Los resultados de Herce (1986), Zabalza y Andrés (1991), Argimón y otros (1993) y Andrés y otros (1997) confirman esta ambigüedad, lo cual evidencia que el efecto sustitución y el efecto renta de la variación del tipo de interés sobre el ahorro se contrarrestan.

A través de un análisis microeconómico, el presente trabajo muestra que los cambios del riesgo de renta soportado por los hogares españoles son un factor explicativo importante de estas alteraciones de la tasa de ahorro. Por tanto, es necesario prestar atención al ahorro por motivo precaución al diseñar la política económica dirigida a influir en la tasa de ahorro en España. Por otra parte, un aumento en la incertidumbre sobre la renta puede retrasar el aumento del consumo en las recuperaciones económicas. Este aspecto también es de especial importancia para la toma de decisiones en política económica, como señalan Banks, Blundell y Bruga-vini (1999).

El motivo precaución del ahorro puede haber aumentado su importancia relativa en España en los últimos años por varias razones. En ese sentido se pueden apuntar los siguientes hechos. Por una parte, la reforma del mercado laboral de 1984 fomenta la contratación temporal en las empresas¹.

Por otra parte, el llamado Decretazo de 1992 produce un recorte sustancial de las prestaciones contributivas y endurece las condiciones para poder acceder a estas prestaciones. Este cambio legal reduce la prestación social obtenida en caso de desempleo y a consecuencia de ello, la reducción de la renta en caso de paro es mayor. Además, se reduce la probabilidad de que el desempleado consiga la prestación. Así pues, estas reformas de 1984 y 1992 provocan un aumento de la incertidumbre soportada por los hogares españoles.

1.2. *Literatura empírica*

El estudio del ahorro por motivo precaución requiere una medida del riesgo de renta soportado que sea exógena, observable y variable entre los individuos. A continuación se analizan las principales investigaciones

(1) Como se puede ver en Segura *et al.* (1991), en los noventa el porcentaje de empleados temporales llega a ser un tercio del total. García-Fontes y Hopenhayn (1995-96) destacan el aumento de la variabilidad del número de puestos de trabajo creados y destruidos en la economía española a partir de 1985, y muestran que la rotación del empleo casi se duplica.

empíricas sobre el ahorro por motivo precaución realizadas con datos microeconómicos, y clasificadas según la medida del riesgo que emplean para los contrastes.

Ciertos artículos analizan los efectos de la varianza de la renta sobre el ahorro, entre los cuales destacan Guiso, Jappelli y Terlizzese (1992), Carroll y Samwick (1995a), Carroll y Samwick (1995b), Kazarosian (1997) y Banks, Blundell y Brugiavini (1999). En general, estos trabajos miden el riesgo de renta a través de la varianza del residuo de una ecuación de ganancias y obtienen tanto evidencia a favor como en contra del efecto positivo del riesgo de renta sobre el ahorro.

Varios trabajos tabulan el ahorro por profesiones: Fisher (1956), Friedman (1957) y Skinner (1988). Skinner (1988) no encuentra evidencia favorable a la existencia de más ahorro en las profesiones más arriesgadas, tales como empleados por cuenta propia o vendedores, mientras que Fisher (1956) y Friedman (1957) sí observan evidencia significativa de tales diferencias.

Otros estudios analizan el efecto de una serie de seguros, como la Seguridad Social o el seguro de desempleo, sobre el ahorro: Abel (1985), Hubbard y Judd (1987) y Utendorf (1993) muestran que estos seguros reducen el ahorro por motivo precaución, cuando el momento de la muerte es incierto. Kotlikoff (1988) y Starr-McCluer (1996) obtienen lo mismo pero con el seguro médico.

Por tanto, se puede concluir que a nivel internacional existe tanto evidencia a favor como en contra de la existencia de ahorro por motivo precaución.

Estos contrastes son más escasos en España, pero destacan algunas investigaciones de interés, cuyos resultados son favorables al motivo precaución. Utilizando encuestas realizadas *ad hoc*, Alvira Martín y García López (1997) obtienen que el menor número de españoles preocupados por el futuro aparece entre los de mayores ahorros a igualdad de renta. Albarrán (2000) utiliza la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares y descompone el residuo de la función de ganancias estimada en tres componentes: perturbación idiosincrática o específica del hogar, perturbación específica de cada cohorte de edad y perturbación agregada. Para ello especifica un proceso ARIMA para esos tres tipos de residuos de la ecuación de ganancias. Albarrán obtiene que sólo el riesgo de renta específico de cohorte afecta de forma significativa al crecimiento del consumo. Este resultado es interpretado como evidencia favorable al ahorro por motivo precaución. Cutanda y Labeaga (2001) también utilizan la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares y a partir de ella, simulan el comportamiento del consumo y del ahorro a lo largo de la vida de los hogares españoles para distintos valores de los parámetros del modelo de ciclo vital. Suponiendo distintos tipos de procesos estocásticos para la renta, estos autores obtienen que aumentos de la desviación típica de la renta generan una mayor inclinación por el ahorro. Este resultado es interpretado como evidencia de ahorro por motivo precaución.

El presente trabajo puede realizar algunas aportaciones a la literatura existente sobre esta motivación del ahorro. En primer lugar, se utiliza la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, en lugar de datos de corte transversal como en Alvira Martín y García López (1997). En segundo lugar, en este último artículo se emplean medidas autodeclaradas del riesgo asumido, como por ejemplo la preocupación por el futuro. Estas mediciones del riesgo pueden estar sujetas a errores importantes y pueden ser endógenas, mientras que en este trabajo se opta por considerar medidas objetivas del riesgo. En tercer lugar, Albarrán (2000) y Cutanda y Labeaga (2001) aplican un modelo teórico algo diferente. Por ello, nuestro artículo sirve también para contrastar si el efecto del riesgo de renta sobre el ahorro obtenido por estos autores es robusto a la especificación empírica considerada. En cuarto lugar, debido a los posibles errores de medida de la renta en las Encuestas de Presupuestos Familiares, cambios en la varianza de la renta considerada por Albarrán (2000) y por Cutanda y Labeaga (2001) pueden estar causados por heterogeneidad individual y no sólo por cambios en el riesgo de renta. Por esa razón se incluye aquí otra medida del riesgo diferente. Por último, ante la dificultad para medir este riesgo de manera exógena y variable entre los individuos, nuestro trabajo incluye una medida diferente. Con esta nueva medida se pretende mejorar la exogeneidad de la variable representativa del riesgo respecto a otras ya utilizadas.

El siguiente apartado de este artículo resume brevemente el modelo teórico en el que se basa la especificación empírica propuesta para los contrastes. A continuación, en el apartado tercero se describe la fuente de datos empleada y en el apartado cuarto se exponen los resultados obtenidos. En el último apartado de este artículo se incluyen las principales conclusiones.

2. ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

A menudo, muchos trabajos empíricos rechazan las restricciones impuestas por el modelo de ciclo vital, como señalan Attanasio y Browning (1994). Así por ejemplo, el exceso de sensibilidad del consumo respecto a la renta se interpreta con frecuencia como una consecuencia de la existencia de restricciones de liquidez². Pero muy pocos artículos consideran la posibilidad de una especificación errónea de la función de utilidad de los individuos. En nuestro artículo, se emplea el modelo de Attanasio y Browning (1995) porque parametriza de forma flexible la función de utilidad. En concreto, se permite que la elasticidad de sustitución intertemporal dependa de variables observables, como el consumo real del individuo y otras características socioeconómicas. No obstante, se añaden al modelo de estos autores medidas del riesgo de renta para poder contrastar la existencia de ahorro por motivo precaución. La utilización de

(2) Véase por ejemplo Flavin (1981), Campbell (1987) y Campbell y Mankiw (1989).

este modelo más flexible persigue que la evidencia aquí presentada sobre ahorro por motivo precaución no dependa tanto de la función de utilidad concreta considerada como en otros trabajos.

Modelizando el logaritmo de la utilidad marginal del consumo como un polinomio del logaritmo del consumo y de las características del hogar, la condición de primer orden lleva a la ecuación de Euler y por tanto, a la especificación de la variación del consumo³,

$$\Delta \ln(c_{t+1}) = C + \beta' \cdot z_{t+1} + \gamma' \cdot \Delta [z_{t+1} \cdot \ln(c_{t+1})] + \eta \cdot \Delta [(\ln(c_{t+1}))^2] + \sigma \cdot r_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

Como señalan Attanasio y Browning (1995), bajo lognormalidad la constante sólo incluye primeros y segundos momentos del residuo. Los segundos momentos se aproximan aquí a través de las medidas del riesgo de renta.

3. ANÁLISIS DE LOS DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES

El objetivo de esta sección es describir los datos utilizados para entender los sesgos y limitaciones que pueden tener las estimaciones. En este artículo se utiliza la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares para el período que va desde el primer trimestre de 1985 al último trimestre de 1995 (ECPF 1985-95).

Esta encuesta contiene información detallada de los miembros de unos 3.200 hogares a lo largo de todo el territorio español. Para evitar el cansancio de los hogares, la muestra se renueva parcialmente, sustituyéndose cada trimestre una octava parte de los hogares encuestados por otros nuevos. Así pues, cada hogar puede permanecer en la muestra un máximo de ocho trimestres. Contiene información sobre los gastos de consumo en los distintos bienes y servicios, sobre los diferentes tipos de ingresos, características socioeconómicas de los miembros del hogar y características de la vivienda.

Se eliminan de la muestra los empresarios de todo tipo porque no asumen riesgo de desempleo, que es el tipo de riesgo considerado en este artículo. La edad de los sustentadores principales se encuentra mayoritariamente concentrada en los grupos medios de población. En concreto, el 97% de los sustentadores principales tiene entre 26 y 65 años y el 81,7% está comprendido entre los 26 y los 55 años. Este grupo de edad está integrado por los individuos que ostentan las tasas de paro más reducidas de la población española según la Encuesta de Población Activa. Además, los mayores de 65 años están sobrerrepresentados en la muestra, como ya han puesto de manifiesto numerosos estudios de las Encuestas de Presu-

(3) Para una exposición detallada de esta especificación empírica, véase Attanasio y Browning (1995).

puestos Familiares. Todo ello puede infraestimar el efecto del riesgo de renta en el comportamiento ahorrador del hogar español.

Cuando se habla de bienes de consumo duradero o no duradero en este trabajo, se utiliza la clasificación realizada en Collado (1998). La mayor parte del presupuesto del hogar se gasta en alimentación, bebidas y tabaco, un 42,33% y en vivienda, un 29,70%, seguido de vestido y calzado, con un 11,30% del presupuesto. Esta estructura del gasto evidencia que los hogares españoles dedican una proporción sustancial de su presupuesto a bienes relativamente necesarios. Este hecho puede afectar a la importancia relativa del ahorro por motivo precaución en España en comparación con el de otros países con distintas composiciones de la cesta de la compra.

Como variable dependiente, se utiliza la variación del gasto en bienes de consumo no duradero en términos reales igual que en Attanasio y Browning (1995). Para deflactar el gasto, la renta y los tipos de interés, se emplea la serie del IPC publicada por el INE.

Se identifican 6 grupos de efectos sobre el consumo, como en Attanasio y Browning (1995), pero se le añade el efecto del riesgo de renta que es el objetivo fundamental de nuestro artículo:

1. Efectos de la renta, a través de la inclusión de la variable $\Delta \ln \text{Ingresos}$, es decir, de la variación del logaritmo de los ingresos monetarios de todos los miembros del hogar. El parámetro estimado de esta variable así incluida permite contrastar el exceso de sensibilidad del consumo a la renta, como señalan Attanasio y Browning (1995).

2. Efectos de cohorte, con la inclusión de variables ficticias representativas de 4 cohortes de edad, en concreto las cuatro cohortes consideradas en Colomer (1999). Por tanto, la cohorte 1 está formada por los nacidos entre 1951 y 1975, la cohorte 2 por los nacidos entre 1940 y 1950, la cohorte 3 por los nacidos entre 1930 y 1939 y la cohorte 4 la componen los nacidos antes de 1930.

3. Efectos del ciclo vital, incorporando variables demográficas como la edad del sustentador principal (*EDAD*), el cuadrado de esa edad (*EDAD2*), variables indicativas de la composición familiar, tales como *Joven* (variable ficticia que toma el valor 1 si el hogar está compuesto por una persona sola menor de 65 años y 0 en caso contrario), *Viejo* (ficticia que toma el valor 1 si el hogar está compuesto por una persona sola mayor de 65 años y 0 en caso contrario), *Hijos* (ficticia que toma el valor 1 si el hogar está compuesto por un solo adulto con hijos y 0 en caso contrario), *Pareja* (ficticia que toma el valor 1 si el hogar está compuesto por una pareja sin hijos y 0 en caso contrario). También se utiliza como variable explicativa, *MIEMBROS* (número de unidades de consumo del hogar). Además, se incluye la variable *Tipos*, que refleja los tipos de interés calculados siguiendo la metodología de Cuenca (1994).

4. Efectos cíclicos, comunes a todos los hogares en el mismo período, con la inclusión como variable explicativa de la tasa de variación trimestral del Producto Interior Bruto español (*PIB%*).

5. Efectos del riesgo de renta. Para medir este riesgo se aprovecha el cambio legal producido en el 92 en la protección del desempleo. Por ello, se incluye una variable ficticia igual a 1 si el trimestre considerado es del año 1992, 1993, 1994 o 1995 y 0 en caso contrario (*SUBSIDIO*). Así pues, esta variable toma el valor 1 cuando se recortan las prestaciones por desempleo. Un recorte de las prestaciones implica una mayor caída de la renta cuando el individuo se queda parado y por tanto, un aumento del riesgo de renta soportado por los hogares. Esta medida del riesgo es observable y exógena, ya que los individuos no han decidido el cambio legal y este cambio afecta por igual a todos los individuos con independencia de su grado de aversión al riesgo. Como señala Albarrán (2000), el riesgo específico de cohorte es el que más afecta al ahorro de los hogares. Por ello, se añaden también variables representativas de la interacción del riesgo de renta y las cohortes de edad de forma multiplicativa. Pero esta medida considerada tiene la desventaja de que no es variable entre hogares, pues el valor de la medición del riesgo es el mismo para todos los hogares en cada período. Por otra parte, la inclusión de variables ficticias anuales con datos trimestrales podría afectar a los resultados. Además, es posible que el endurecimiento de las condiciones de acceso al seguro de desempleo y la reducción de su importe afecte sobre todo a los individuos que se enfrenten a mayor probabilidad de desempleo. Por estas razones, se estima también la misma especificación empírica utilizando como medida alternativa del riesgo de renta, el producto de la variable *SUBSIDIO* por una *proxy* de la probabilidad de quedarse en paro, y como antes por las variables ficticias de las cohortes de edad. La probabilidad de quedarse en paro considerada (*Pparo*) es la tasa de desempleo aportada por el INE del grupo de edad al que pertenece el sustentador principal del hogar.

6. Heterogeneidad observable. Ante la posible no separabilidad en las decisiones de consumo y de oferta de trabajo, se incluyen variables representativas de la situación en el empleo del sustentador principal o de su cónyuge, tales como *Desempleo* (variable ficticia que toma el valor 1 si el sustentador principal está desempleado y 0 en caso contrario), *Parcial* (ficticia que toma el valor 1 si el sustentador principal trabaja a tiempo parcial y 0 en caso contrario), *Agrario* (ficticia que toma el valor 1 si el sustentador principal trabaja en el sector agrícola y 0 en caso contrario), *Mujer* (ficticia que toma el valor 1 si el cónyuge del sustentador principal obtiene ingresos ordinarios del trabajo y 0 en caso contrario). Estas variables pueden recoger también parte del efecto de la renta sobre el consumo, teniendo en cuenta los posibles errores de medida de los ingresos del hogar.

7. Efectos de la estacionalidad, incluyendo variables ficticias trimestrales.

8. Heterogeneidad inobservable, es decir, efectos individuales.

Las variables ficticias estacionales y de cohorte, la edad y la edad al cuadrado se pueden considerar variables exógenas y medidas sin error, como señalan Attanasio y Browning (1995), mientras que el resto se consideran variables endógenas. Para las variables endógenas se utilizan como instrumentos sus cuartos retardos porque permiten estimaciones

consistentes incluso en presencia de autocorrelación de los errores de primer o segundo orden, que es el único tipo de autocorrelación detectado a partir del *test* de los multiplicadores de *Lagrange*. Por tanto, se eliminan de la muestra los hogares que responden menos de 4 trimestres consecutivos para poder generar los instrumentos necesarios. Las variables de edad y edad al cuadrado del sustentador principal, las demográficas y las de oferta de trabajo entran en niveles para modificar la tasa de descuento y cruzadas con el logaritmo del consumo para modificar la elasticidad de sustitución, igual que en Attanasio y Browning (1995). Los errores estándar obtenidos son robustos a formas generales de heteroscedasticidad.

4. RESULTADOS

Utilizando la especificación empírica de la ecuación 1 anteriormente citada en este artículo, los resultados obtenidos por variables instrumentales se presentan en el cuadro 1. Se simplifica el cuadro de resultados de la siguiente forma. No se incluyen los coeficientes y las *t de Student* de las variables identificativas de las características del hogar en interacción con el consumo. Pero utilizando el *test* de la *chicadrado*, se obtiene que todas estas variables en interacción con el logaritmo del consumo son significativas conjuntamente⁴. Este hecho muestra que la elasticidad de sustitución intertemporal depende de las características de los hogares, tal como se interpreta en Attanasio y Browning (1995).

Con un nivel de significación del 5%, se obtiene que la variable ficticia del período en que se endurecen las condiciones de acceso y se reduce el seguro de desempleo, afecta positivamente a la tasa de variación del consumo para los hogares cuyo sustentador principal pertenece a las cohortes 2 y 3, es decir, entre 36 y 65 años. Estos resultados pueden interpretarse como evidencia de ahorro por motivo precaución, ya que los hogares españoles cambian sus pautas de ahorro ante aumentos en el nivel de riesgo de renta soportado.

En cuanto a los efectos del resto de variables sobre el comportamiento del consumo, se obtienen resultados similares a los presentados en Attanasio y Browning (1995). La edad del sustentador principal del hogar afecta negativamente al crecimiento del consumo, mientras que la edad al cuadrado le afecta positivamente. Estos resultados muestran que los hogares posponen menos su consumo para el año siguiente, es decir, ahorran menos en la primera fase del ciclo vital para ahorrar más a partir de su madurez, lo cual es compatible con la hipótesis del ciclo vital como indican Attanasio y Browning (1995). El mayor número de miembros del hogar también aumenta el ahorro del hogar posiblemente en previsión de mayor necesidad de gasto futuro. Las variables ficticias trimestrales resultan significativas, lo cual evidencia el comportamiento estacional del con-

(4) Pueden consultarse estos contrastes en Roperó (2001).

sumo de los hogares. Aumentos de los tipos de interés aumentan el ahorro de los hogares, demostrando esta estimación que el efecto sustitución es mayor que el efecto renta en valor absoluto. Este resultado también es compatible con el obtenido con esta encuesta por otros autores como Collado (1998). El resto de variables explicativas no afectan al comportamiento ahorrador de los hogares españoles con un nivel de significación del 5%. Todos estos efectos obtenidos son compatibles con los de buena parte de la literatura empírica española.

Igual que en Attanasio y Browning (1995), la variación de la renta no afecta al crecimiento del consumo, lo cual muestra la validez del modelo de ciclo vital. Pero a diferencia de lo obtenido en Attanasio y Browning (1995), en este caso se observa que el coeficiente de Δ (*No duraderos*)² es decir, de la variación del cuadrado del logaritmo del consumo de bienes no duraderos no es significativo. Este resultado implica, siguiendo la misma interpretación de esos autores, que en el caso de los hogares españoles la elasticidad de sustitución intertemporal no depende del nivel de consumo⁵. Esta discrepancia también puede deberse a las diferencias de las bases de datos empleadas en ambos casos. La Encuesta de Presupuestos Familiares española no incluye hogares tan heterogéneos en cuanto a recursos económicos como la encuesta norteamericana utilizada en Attanasio y Browning (1995). Esta menor heterogeneidad de nuestros datos puede compensarse por el hecho de que los datos utilizados en Attanasio y Browning (1995) son de distintos hogares en cada año, mientras que aquí se cuenta con datos de un panel rotatorio, con lo cual el hogar sigue en la muestra durante varios trimestres. Ahora bien, esta ausencia de significación estadística de este coeficiente también puede interpretarse como evidencia en contra del ahorro por motivo precaución en los hogares españoles, ya que la variación del cuadrado del logaritmo del consumo se utiliza en otros artículos como medida del riesgo de renta (véase por ejemplo, Dynan, 1993). Quizá, la no significación estadística del coeficiente se deba a que la variable *SUBSIDIO* ya recoge este riesgo. En cualquier caso, eliminando la variación del cuadrado del logaritmo del consumo, se mantiene la significación estadística del coeficiente de *SUBSIDIO*.

Los resultados de las estimaciones utilizando como medida del riesgo la variable *SUBSIDIO* en interacción con la *proxy* de la probabilidad de quedarse en paro, aparecen en el cuadro 2⁶.

(5) Como puede verse en Attanasio y Browning (1995), esta interpretación del coeficiente estimado de Δ (*No duraderos*)² depende de la forma en la que se ha especificado la función de utilidad y la elasticidad de sustitución intertemporal.

(6) Nuevamente, en este cuadro no se presentan los coeficientes estimados de las características del hogar en interacción con el logaritmo del consumo para no hacer el cuadro demasiado largo. Pero se obtiene que estos coeficientes son significativos en su conjunto por grupos de variables a partir del test de la chicuadrado. Estos contrastes pueden consultarse de nuevo en Roper (2001).

Cuadro 1
REGRESIÓN DE Δ Ln No Duraderos

Variable	β	t-ratio
Constante	-0,0009	-0,025
Edad	-0,0034	-2,904
Edad2	0,0002	2,709
Mujer	0,0049	1,094
Desempleo	0,0156	1,001
Parcial	0,0324	0,642
Agrario	0,0053	0,640
Joven	0,0098	0,818
Viejo	0,0141	1,520
Hijos	0,0187	0,679
Pareja	0,0100	1,605
Miembros	0,0085	3,316
Δ (Ln Ingresos)	0,0048	0,273
Δ (No duraderos) ²	0,0422	0,577
C2	-0,0011	-0,152
C3	0,0121	1,292
C4	0,0066	0,747
Trimestre2	0,0294	5,462
Trimestre3	0,0287	6,344
Trimestre4	0,0471	9,491
Tipos	0,4382	2,938
PIB	0,0017	1,510
Subsidio	0,0115	1,260
SubsidioC2	0,0208	2,350
SubsidioC3	0,0161	2,119
SubsidioC4	0,0090	1,093
N	29.044	
F	737,800	
R ²	0,6911	

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.

En este cuadro se observa que el riesgo de renta afecta sobre todo a los de mayor probabilidad de desempleo. Se obtiene que el ahorro por motivo precaución sólo es significativo con un nivel del 5% para los hogares con sustentador principal de las cohortes 2 y 3. Este mayor ahorro por motivo precaución de los que se enfrentan a más riesgo de desempleo, puede deberse a que en el futuro sea más probable que estén sujetos a restricciones de liquidez y que por ello, teman no poder mantener sus niveles de consumo en caso de desempleo. Los coeficientes estimados del resto de variables explicativas son similares en magnitud y significación estadística a los ya comentados para el cuadro 1.

Cuadro 2
REGRESIÓN MODIFICADA

Variable	Coficiente	t-ratio
Constante	-0,0004	-0,010
Edad	-0,0035	-3,018
Edad ²	0,0002	2,808
Mujer	0,0049	1,101
Desempleo	0,0154	0,987
Parcial	0,0324	0,641
Agrario	0,0054	0,645
Joven	0,0098	0,820
Viejo	0,0142	1,532
Hijos	0,0189	0,688
Pareja	0,0100	1,605
Miembros	0,0086	3,328
$\Delta(\text{Ln Ingresos})$	0,0048	0,270
$\Delta(\text{NoDuraderos})^2$	0,0412	0,563
C2	-0,0008	-0,119
C3	0,0127	1,381
C4	0,0080	0,913
Trimestre2	0,0295	5,469
Trimestre3	0,0288	6,377
Trimestre4	0,0473	9,522
Tipos	0,7578	2,947
PIB	0,0018	1,660
PparoSubsidio	0,0006	1,082
PparoSubsidioC2	0,0014	2,480
PparoSubsidioC3	0,0012	1,672
PparoSubsidioC4	0,0005	0,805
N	29.044	
F	758,847	
R ²	0,6911	

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.

En los resultados presentados en los cuadros se utiliza como variable dependiente el crecimiento trimestral del consumo. Pero también se realizan estimaciones con las variables en niveles en lugar de en primeras diferencias, permitiendo mayor flexibilidad. Para controlar por la posible existencia de costes de ajuste o ciertos retardos en la toma de decisiones, se incluyen también la renta retardada uno y cuatro períodos y el consumo retardado uno y cuatro períodos. Los resultados cualitativos sobre el ahorro por motivo precaución se mantienen. Tales resultados también se mantienen considerando las variaciones anuales del logaritmo del consumo como variable dependiente. Por último, es conveniente

poner de manifiesto que los resultados cualitativos de la presencia de ahorro por motivo precaución también se mantienen cuando se modifican los instrumentos utilizados, empleando menos retardos de las variables endógenas⁷.

El hecho de que los mayores estén sobrerrepresentados en la encuesta puede afectar a los resultados. Por ello, se estima la misma ecuación incluyendo sólo los hogares cuyo sustentador principal es menor de 65 años. Los resultados cualitativos se mantienen.

Para finalizar con la exposición de los resultados es necesario hacer referencia al *test* de *Sargant* para considerar la validez de los instrumentos utilizados. En las estimaciones del cuadro 1 el *test* de *Sargant* da un valor de 9.587, mientras que en las estimaciones del cuadro 2 el valor del *test* es de 10.849. El valor crítico del *test* de *Sargant* con 28 grados de libertad es de 41.340 para un nivel de significación del 5%, por lo que no se puede rechazar la validez de los instrumentos.

5. CONCLUSIONES

A partir de los datos de la ECPF 1985-95, se obtiene que el riesgo de renta aumenta el ahorro de los hogares españoles, lo cual muestra evidencia favorable al ahorro por motivo precaución. En concreto, se observa que a partir del período en que se endurecen las condiciones de acceso al seguro de desempleo y se reduce su importe, aumenta el ahorro de los hogares españoles. Además, se muestra que el ahorro por motivo precaución afecta sobre todo a los hogares cuyo sustentador principal tiene mayor probabilidad de desempleo. Este resultado puede deberse a que estos hogares están más sujetos a restricciones de liquidez y por tanto, tienen más necesidad de ahorrar por motivo precaución. Pero también refleja el hecho de que la reducción del seguro de desempleo y el endurecimiento de las condiciones de acceso afecta sobre todo a los hogares cuyo sustentador principal tiene más probabilidad de paro.

Por otra parte, el riesgo de renta afecta sobre todo a los hogares cuyo sustentador principal pertenece a las cohortes de edad maduras, o al menos más que a la cohorte de edad más joven. Esta diferencia puede deberse a que los más jóvenes están sometidos a fuertes restricciones de liquidez inicialmente y no puedan ahorrar. En ese caso, su comportamiento no está influido por cambios en el riesgo soportado, ya que no

(7) Además, se realizan estimaciones, utilizando como variables representativas del riesgo de renta, la *proxy* de la probabilidad de quedarse en paro del sustentador principal del hogar y la varianza del residuo de una ecuación de ganancias estimada. Ninguna de las dos variables resultan significativas y por esa razón, no se incluyen sus resultados para evitar hacer este artículo demasiado extenso, pero se pueden consultar en Roper (2001).

pueden ahorrar aunque quieran. Pero también puede deberse a que los más jóvenes entraron en un mercado de trabajo más flexible, con más empleo temporal y precario, y con más rotación en el empleo que los demás individuos, como consecuencia de la reforma del mercado de trabajo del 84 ya comentada en este artículo. Estas nuevas condiciones laborales pueden haber acostumbrado a los más jóvenes a convivir con mayores niveles de riesgo de renta y por tanto, les preocupa menos, es decir, son menos aversos a este tipo de riesgo que los más mayores. En tercer lugar, puede que los más jóvenes soporten menor nivel de riesgo real que los demás, debido por una parte a su mayor formación y por otra parte, a la protección que ejercen sobre ellos sus padres y familias, que ya han alcanzado un cierto estatus social y nivel de vida. También se obtiene que el riesgo de renta no afecta a los hogares cuyo sustentador principal está jubilado. Este resultado puede deberse a que el endurecimiento de las condiciones de acceso al seguro de desempleo y la reducción de su importe no afectan a los individuos ya jubilados, puesto que ya no pueden quedarse en paro.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abel, A. B. (1985): "Precautionary saving and accidental bequests", *American Economic Review*, vol. 75, nº 4, septiembre, pp. 777-791.
- Albarrán, P. (2000): "Income uncertainty and precautionary saving: Evidence from Spain", versión preliminar de Tesina de CEMFI.
- Alvira Martín, F. y García López, J. (1997): "Actitudes de los españoles hacia el ahorro", *Papeles de Economía Española*, nº 70, enero, pp. 136-149.
- Andrés, J.; Cutanda, A. y Doménech, R. (1997): "Los determinantes del ahorro y su influencia en el crecimiento económico", *Papeles de Economía Española*, nº 70, enero, pp. 172-185.
- Argimón, I.; González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1993): "Ahorro, riqueza y tipos de interés en España", *Investigaciones Económicas*, vol. 17, nº 2, pp. 313-332.
- Attanasio, O. P. y Browning, M. (1994): "Testing the life cycle model of consumption: What can we learn from micro and macro data?", *Investigaciones Económicas*, vol. 18, nº 3, septiembre, pp. 433-463.
- Attanasio, O. P. y Browning, M. (1995): "Consumption over the life cycle and over the business cycle", *American Economic Review*, vol. 85, nº 5, diciembre, pp. 1118-1137.
- Banks, J.; Blundell, R. y Brugiavini, A. (2001): "Risk pooling, precautionary saving and consumption growth", *Review of Economic Studies*, vol. 68, nº 4, octubre, pp. 757-779.

- Campbell, J. Y. (1987): "Does savings anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis", *Econometría*, vol. 55, nº 6, noviembre, pp. 1249-1273.
- Campbell, J. Y. y Mankiw, N. G. (1990): "Permanent income, current income and consumption", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 8, nº 3, julio, pp. 265-279.
- Carroll, C. y Samwick, A. (1995a): "How important is precautionary saving?", NBER, Working Paper nº 5194, Cambridge.
- Carroll, C. y Samwick, A. (1995b): "The nature and magnitude of precautionary wealth", NBER, Working Paper nº 5193, Cambridge.
- Colomer, L. (1999): "Los rendimientos de la educación en España: Un análisis de cohortes", Tesis Doctoral, Universidad de Málaga, Málaga.
- Collado, M. D. (1998): "Separability and aggregate shocks in the life-cycle model of consumption: Evidence from Spain", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 60, nº 2, mayo, pp. 227-247.
- Cuenca, J. A. (1994): "Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios y tipos de interés sintéticos", Banco de España, Documento de Trabajo nº 9416, Madrid.
- Cutanda, A. y Labeaga, J. M. (2001): "Simulación de perfiles de consumo a partir de un pseudo-panel de la ECPF", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 26, pp. 95-123.
- Deaton, A. (1992): *Understanding Consumption*, Oxford University Press, Oxford.
- Dynan, K. E. (1993): "How prudent are consumers", *Journal of Political Economy*, vol. 101, nº 6, diciembre, pp. 1104-1113.
- Fisher, M. (1956): "Exploration in savings behavior", *Oxford University Institute of Statistics Bulletin*, vol. 18, agosto, pp. 201-277.
- Flavin, M. (1981): "The adjustment of consumption to changing expectations about future income", *Journal of Political Economy*, vol. 89, nº 5, octubre, pp. 974-1009.
- Friedman, M. (1957): *A theory of the consumption function*, Princeton University Press, Princeton.
- García Delgado, J. L. (2001): *Lecciones de Economía Española*. Biblioteca Civitas Economía y Empresa, Colección Economía.
- García-Fontes, W. y Hopenhayn, H. (1995): "Creación y destrucción de empleo en la economía española", en Marimón, R. (ed.), *La economía española: Una visión diferente*, editorial Antoni Bosch, Barcelona, pp. 139-169.

- García-Fontes, W. y Hopenhayn, H. (1996): "Flexibilización y volatilidad del empleo", *Moneda y Crédito*, nº 202, pp. 205-227.
- Guiso, L.; Jappelli, T. y Terlizzese, D. (1992): "Earnings uncertainty and precautionary savings", *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, nº 2, noviembre, pp. 307-337.
- Herce, J. A. (1986): "El comportamiento del ahorro en España: 1964-1984", *DT* nº 8610, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Hubbard, R. G. y Judd, K. L. (1987): "Social Security and individual welfare: Precautionary saving, liquidity constraints, and the payroll tax", *American Economic Review*, vol. 77, nº 4, septiembre, pp. 630-646.
- Kazarosian, M. (1997): "Precautionary savings-A panel study", *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, nº 2, mayo, pp. 241-247.
- Kotlikoff, L. J. (1988): "Intergenerational transfers and savings", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, nº 2, primavera, pp. 41-58.
- Molinas, C. y Taguas, D. (1991): "La tasa de ahorro de las familias y la fiscalidad: un enfoque estructural", *Moneda y Crédito*, nº 192, pp. 79-105.
- Monés, M. A.; Salas, R. y Lasheras, M. A. (1992): "Análisis de sección cruzada de los efectos de la imposición personal sobre las decisiones de ahorro", *Revista Española de Economía*, vol. 9, nº 2, pp. 227-250.
- Raymond, J. L. (1991): "El ahorro en la economía española", *Papeles de Economía Española*, nº 47, abril, pp. 155-172.
- Ropero, M. A. (2001): "El Ahorro por motivo precaución en España: nuevos Contrastes", Tesis Doctoral, Universidad de Málaga.
- Segura, J.; Durán, F.; Toharia, L. y Bentolila, S. (1991): *Análisis de contratación temporal en España*, Colección Economía y Trabajo, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Skinner, J. (1988): "Risky income, life cycle consumption, and precautionary saving", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, nº 2, septiembre, pp. 237-255.
- Starr McCluer, M. (1996): "Health insurance and precautionary savings", *American Economic Review*, vol. 86, nº 1, marzo, pp. 285-295.
- Utendorf, K. R. (1993): "Precautionary saving and unemployment insurance: theoretical insights and their empirical relevance", Tesis Doctoral, Michigan State University, Michigan.
- Zabalza, A. y Andrés, J. (1991): "¿Afecta la fiscalidad al ahorro?", *Moneda y Crédito*, nº 192, pp. 41-78.

ABSTRACT

This paper studies whether Spanish families save part of their incomes to cope with future misfortunes. We use a life cycle model with income uncertainty and the following income risk measurement. When unemployment insurance decreases, Spanish families will have more income risk. By income surveys, we show that Spanish families do save for future misfortunes. Families where the main provider is middle-aged save for a "rainy day" if their investments are limited.

Key words: precautionary saving, income risk.