

AHORRO, RIQUEZA Y TIPOS DE INTERES EN ESPAÑA *

Isabel ARGIMON

Banco de España

José Manuel GONZALEZ-PARAMO

Banco de España, Universidad Complutense

José María ROLDAN

Banco de España

Este trabajo presenta un análisis del impacto que distintos factores tienen sobre el ahorro agregado de las familias, habiéndose puesto especial énfasis en la distinción entre riqueza humana y no humana, para aislar el efecto sustitución de los tipos de interés. La evidencia obtenida a partir de la estimación de una función de consumo muestra que éstos tienen una incidencia positiva sobre el ahorro. Sin embargo, la función muestra signos de inestabilidad a partir de 1987.

1. Introducción

En la década de los sesenta y los setenta el ahorro de las familias en España se situaba en torno al 14 % de su renta disponible. En 1992 fue del 9,5 %. Esta caída en la tasa del ahorro familiar, que se ha producido también en muchos países de nuestro entorno, ha generado un renovado interés por analizar los determinantes del ahorro, con el objetivo de aislar los factores que pueden ayudar a describir esta evolución.

Se han venido señalando distintas razones cuya contribución para explicar este cambio puede ser importante. Una de ellas puede ser el impacto de la inflación, que erosionó el valor real de los activos financieros de las familias en los setenta, estimulando así su ahorro y que al disminuir en los ochenta, redujo la necesidad de ahorrar. Otro puede ser el crecimiento de la riqueza, generado por el aumento del precio de la vivienda y de los valores bursátiles. Asimismo, la liberalización financiera, que ha comportado mayores posibilidades de endeudamiento, y el desarrollo de los sistemas de pensiones públicas, que pueden desincentivar el ahorro privado, son algunos de los factores que se han tenido en cuenta a la hora de analizar este cambio (véase Smith (1989) para una revisión de la literatura).

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de J. M. Bonilla, A. Estrada, J. Pérez y dos evaluadores anónimos.

La década de los ochenta también se ha caracterizado en el caso español por la presencia de tipos de interés reales elevados. Tradicionalmente, la teoría económica ha venido señalando la existencia de efectos contrapuestos de los tipos de interés sobre el ahorro de las familias, de manera que el signo que cabe esperar de esta relación es indeterminado. Trabajos teóricos más recientes parecen indicar que una especificación correcta de las variables conduce a una relación inequívocamente positiva, de manera que aumentos en los tipos de interés implican aumentos en el ahorro. En realidad, y dentro del marco de la hipótesis del ciclo vital, si se dispusiera de series de renta permanente tal como la define la teoría, dado que ésta incorpora el efecto riqueza de signo negativo, la variable tipo de interés recogería exclusivamente el efecto sustitución de signo positivo (Summers, (1981, 1982)).

Este trabajo se propone analizar el impacto que distintos factores tienen sobre el ahorro agregado de las familias, poniéndose especial énfasis en la definición de las variables utilizadas. En concreto, se pretende que la distinción entre riqueza humana y no humana aquí recogida, que sigue la propuesta en Tullio y Contesso (1986), permita aislar el efecto sustitución de los tipos de interés y distinguir más claramente el impacto de la riqueza humana frente a la no humana.

Los estudios empíricos realizados hasta el momento para el caso español utilizan la renta disponible total de las familias como aproximación a la riqueza humana, mientras que aquí se utiliza la renta laboral. Si nos centramos exclusivamente en la sensibilidad obtenida con respecto a los tipos de interés, se observa que no hay unanimidad en los resultados. En Herce (1986) se estima una función de ahorro familiar para el período 1965-83 y se concluye que la variable tipo de interés real no es significativa estadísticamente. En los estudios de Gómez Sala (1989) para 1967-1983 y Martín y Moreno (1989) para el período 1955-84 acerca de la incidencia de las pensiones públicas sobre el ahorro y la oferta de trabajo, se llega a una conclusión similar en cuanto a la relación entre tipos y ahorro. En Andrés, Molinas y Taguas (1990) y en Zabalza y Andrés (1991), se presentan los resultados de estimar una función de consumo para la economía española aplicando el análisis de cointegración para el período 1964-88. Ambos trabajos concluyen, en cambio, que en el corto plazo el ahorro familiar responde positivamente a las variaciones en el tipo de interés.

En este trabajo, se presentan y discuten los resultados obtenidos al estimar una función de consumo con datos agregados para el período 1964-1989 para España, como una forma indirecta de contrastar las relaciones entre ahorro, tipos de interés y riqueza total. Su estructura es la siguiente. En el apartado 2, se recoge el marco de análisis y se discute su plasmación en modelos que pueden ser estimados econométricamente. Los apartados 3 al 5 recogen los resultados empíricos. El apartado 3 contiene estimaciones de la función de consumo a largo plazo para el período 1964-89, con especial atención al análisis de los cambios que se observan en los últimos años de la muestra. El apartado 4 presenta una comparación de los resultados obtenidos con distin-

tas definiciones de las variables consumo, renta y riqueza. Los resultados con modelos que emplean un mecanismo de corrección del error (MCE) están recogidos en el 5. El apartado 6 resume los principales resultados y conclusiones.

2. Marco de análisis

2.1. Una función de consumo

El trabajo empírico que analiza la función de consumo con datos de serie temporal ha seguido dos líneas básicas. Mientras algunos trabajos intentan, bajo una perspectiva empiricista, estimar el efecto directo sobre el ahorro de las distintas variables de interés, otros siguen el enfoque de la ecuación de Euler por el que se especifica una relación entre la variación del consumo y el tipo de interés real esperado. Este segundo enfoque permite contrastar si el comportamiento del consumidor responde a los postulados defendidos por la teoría del ciclo vital y si sus decisiones están en consonancia con la hipótesis de expectativas racionales.

Aquí se sigue el enfoque tradicional de la función de consumo. No analizaremos, por tanto, las condiciones de primer orden derivadas de la maximización de una función de utilidad, sino que se tendrán en cuenta únicamente las implicaciones cualitativas del comportamiento del consumidor. En este trabajo se sigue la línea de investigación iniciada por Davidson *et al.* (1978), por la que se especifica una relación a largo plazo entre el consumo y otras variables y, a partir de ella, se modeliza el comportamiento a corto plazo como un mecanismo de corrección del error. En este marco, se utiliza la teoría para guiar la elección de las variables relevantes que deberían incluirse en el conjunto de información y se obtienen estimaciones de las elasticidades a largo plazo del consumo con respecto a estas variables.

Tradicionalmente se postula que, en el largo plazo, el consumo depende del valor esperado de la riqueza total, que puede dividirse en un componente de riqueza humana y uno de riqueza no humana, y de los tipos de interés. Uno de los problemas principales para la contrastación empírica del papel desempeñado por la riqueza humana en las decisiones de consumo es que no es una variable observable. En este trabajo se aproxima la riqueza humana por la renta laboral disponible. Aunque en puridad, en la especificación teórica debe figurar el valor presente de esta renta laboral futura, en el análisis empírico se sustituye por su valor contemporáneo. La utilización de la renta laboral corriente constituye una aproximación muy simplista a la variable teórica, pero es una práctica habitual en el análisis aplicado. Este supuesto es consistente con una situación en la que los consumidores esperan que su renta laboral crezca en el futuro a una tasa constante y actualizan esta renta con una tasa de descuento asimismo constante.

En concreto, se postula que a largo plazo se cumple:

$$C_t = AY_t^{\alpha_1} W_t^{\alpha_2} e^{\alpha_3 R_t}$$

de manera que, tomando logaritmos, se llega a la especificación básica que se propone para el contraste econométrico:

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 w_t + \alpha_3 RR_t \quad [1]$$

donde las minúsculas indican logaritmos de las variables, en términos reales per cápita, c_t es consumo privado, y_t es la renta laboral disponible, w_t es la riqueza no humana y RR_t es el tipo de interés real neto de impuestos.

Siguiendo el enfoque expuesto en Davidson *et al.*, se propone asimismo estimar una función de consumo dentro de un modelo con mecanismo de corrección del error, que permite distinguir entre la dinámica a corto y las relaciones a largo plazo o de equilibrio. Este tipo de modelos permiten interpretar el mecanismo de corrección del error como la reconciliación a largo plazo de la diferencia que podría existir entre un comportamiento eminentemente práctico, basado en reglas simples, y uno plenamente racional.

La expresión general de la función que ha de estimarse es la siguiente:

$$\Delta c_t = \beta_1 \Delta y_t + \beta_2 \Delta w_t + \beta_3 \Delta RR_t + \lambda [c_{t-1} - \alpha'_0 - \alpha'_1 y_{t-1} - \alpha'_2 w_{t-1} - \alpha'_3 RR_{t-1}] \quad [2]$$

donde $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, y β_i y α'_i son los coeficientes a corto y largo plazo, respectivamente. Bajo esta especificación, el coeficiente λ se puede interpretar como la velocidad de ajuste del consumo a su senda de largo plazo, es decir, la proporción del desequilibrio que se corrige en cada período. Además, si una o varias variables están cointegradas, debe existir un mecanismo de corrección del error que las relacione y viceversa: si existe un mecanismo de corrección del error, las variables están cointegradas (Engle y Granger (1987)). De esta manera, la significatividad del coeficiente λ se puede interpretar como un contraste sobre la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables que figuran dentro del paréntesis.

2.2. Los datos

Antes de pasar a los resultados empíricos para el caso español, describiremos sucintamente las variables utilizadas. En todos los casos los datos son anuales, referidos al período 1964-1989 y la fuente básica la constituyen las series homogéneas de la contabilidad nacional, base 80, elaboradas por Corrales y Taguas (1989).

El consumo de las familias tradicionalmente se aproxima por la serie de consumo privado de la contabilidad nacional, lo que implica que se incluye el consumo de bienes duraderos. Desde una perspectiva teórica parece más adecuado tratar buena parte de este tipo de consumo como un componente del ahorro. La serie de gasto en bienes de consumo duradero elaborada por Estrada y Sebastián (1993) permite abordar la corrección de la serie de contabilidad nacional. En este trabajo se presentan resultados con ambas definiciones de la variable consumo.

Tal como ya se ha indicado, como *proxy* de la riqueza humana se utiliza el valor presente de la renta laboral futura, aproximada por la renta laboral corriente. En el contraste empírico, la renta laboral disponible se obtiene de la cuenta de renta de las familias como suma de la remuneración de asalariados y de aquella parte del excedente bruto de explotación que puede imputarse como renta salarial del sector de autónomos. A la hora de hacer esta imputación se ha optado por suponer que el salario medio de los trabajadores autónomos es idéntico al de los asalariados y se ha tenido en cuenta el distinto peso que el sector agrícola tiene sobre el conjunto de trabajadores autónomos y su inferior salario medio. De la renta bruta así obtenida se deducen los impuestos. Tradicionalmente, se ha asimilado el concepto de riqueza humana al de renta disponible total. Al aproximarla exclusivamente por la renta laboral se pretende eliminar todos los componentes que podrían asociarse a remuneración del capital y que se hallan implícitos en el concepto amplio de renta, ya que en puridad deberían formar parte de la riqueza no humana. En definitiva, el uso de la renta laboral evita el elemento de doble contabilización que puede estar asociado al empleo de la renta disponible total.

Se ha definido inicialmente la riqueza no humana como la suma del *stock* de capital total real, (serie recogida en Corrales y Taguas (1989)) el saldo vivo de deuda pública (obtenido del Boletín Estadístico del Banco de España (varios años)) y el valor presente de la suma del saldo exterior de la economía desde 1950 (elaborado a partir de las series recogidas en Carreras (1989) y en las Cuentas financieras del Banco de España (varios años)). Por lo tanto la serie de riqueza no humana no sólo recoge el *stock* de capital sino también los activos acumulados frente al sector exterior y frente al sector público.

Los tipos de interés netos de impuestos se elaboran a partir de un enlace de la serie de rendimiento interno de las obligaciones privadas (1964-1977) con la del rendimiento interno de la deuda pública (1978-1989), series elaboradas por Cuenca (1993). La corrección impositiva se realiza bajo el supuesto de que la renta laboral y del capital están sujetas al mismo gravamen. El tipo impositivo se calcula como el cociente entre los impuestos directos pagados por las familias y la suma de renta bruta disponible e impuestos directos.

3. Consumo privado total: primeros resultados

Se procedió a estimar la función de consumo recogida en la ecuación [1] para el período muestral 1964-1989, utilizándose como variable a explicar el consumo privado de contabilidad nacional. El resultado obtenido por mínimos cuadrados ordinarios (*MCO*) se recoge en la primera columna del Cuadro 1. Las estimaciones puntuales de las elasticidades son de 0,51 para la renta laboral y 0,27 para la riqueza no humana, mientras que por lo que respecta al coeficiente del tipo de interés, aunque tiene el signo que cabría esperar, su valor es muy reducido. El estadístico *DW* de esta primera regresión no permite rechazar la hipótesis de existencia de autocorrelación de orden 1 en los resi-

duos. Por otra parte, y dado que las series consideradas no parecen ser estacionarias (no parecen ser $I(0)$), se llevó a cabo un test *ADF* sobre los residuos de la ecuación, al objeto de contrastar si las relaciones de la ecuación estimada son válidas (esto es, si son relaciones de cointegración), con el resultado de que no puede rechazarse la hipótesis nula de que las series no están cointegradas. Por tanto, no parece que esta especificación sea adecuada y esté en consonancia con el proceso de generación de los datos.

CUADRO 1
Función de consumo
Datos anuales, España, 1964-1989

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-0,44 (10,45)	-0,40 (16,53)	-0,37 (9,87)	-0,31 (7,87)
$\ln Y$	0,51 (11,36)	0,57 (21,70)	0,57 (14,37)	0,68 (14,82)
$\ln W$	0,27 (10,58)	0,22 (13,98)	0,25 (11,67)	0,13 (3,79)
RR	-0,08 (1,07)	-0,13 (2,95)	-0,09 (1,48)	-0,16 (2,91)
$t_{87/89}$	—	0,02 (7,12)	—	—
du	—	—	-0,82 (3,64)	—
cpc	—	—	—	4,61 (5,04)
\bar{R}^2	0,99	0,99	0,99	0,99
DW	0,82	2,01	1,41	1,56
ADF	-2,30 (-4,17)	-5,32** (-4,63)	-4,12 (-4,58)	-4,51 (-4,58)
σ	0,016	0,009	0,012	0,011

Resultados de la estimación por *MCO* de la función

$$\ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln W_t + \alpha_3 RR_t$$

donde C_t : consumo real per cápita; Y_t : renta real laboral disponible per cápita; W_t : riqueza no humana per cápita; RR_t : tipos reales de interés netos de impuestos; $t_{87/89} = 0$ en 1964-1986, 1 en 1987, 2 en 1988 y 3 en 1989; $du = u_t - u_{t-1}$; u_t : tasa de paro; cpc : crédito al consumo per cápita en términos reales.

ADF = estadístico *t* del coeficiente β en la ecuación:

$$\Delta e_t = \alpha \Delta e_{t-1} - \beta e_{t-1}$$

donde e_t son los residuos de la estimación.

Entre paréntesis figura el valor del test al 10 % de significatividad, según los contrastes de cointegración recogidos en McKinnon (1990). (*) significativo al 10 %; (**) significativo al 5 %.

σ : error estándar de la regresión.

El análisis de los residuos de la ecuación estimada por *MCO* permite identificar para los tres últimos años de la muestra valores atípicos con un perfil creciente. Por ello, a continuación se introdujo una tendencia lineal de 1987 a 1989, $t_{87/89}$. Esta tendencia puede justificarse por el hecho de que, por cons-

trucción, la variable Y_t no capta cambios en expectativas sobre renta laboral futura, como los que podrían asociarse a la salida de la crisis o al ingreso en la CEE en 1986. La estimación arrojó el resultado que se presenta en la segunda columna del Cuadro 1. Esta estimación mejora considerablemente la anterior: el estadístico DW no muestra evidencia de correlación serial de orden 1 y el estadístico ADF permite rechazar la hipótesis de no estacionariedad de los residuos, por lo que las elasticidades estimadas pueden interpretarse como elasticidades a largo plazo.

CUADRO 2
Cambios en las elasticidades

Años	Renta	Riqueza	Tipos de interés ¹
1964-1982	0,57	0,21	-0,13
1964-1985	0,57	0,22	-0,13
1964-1989	0,51	0,27	-0,08

¹ Semielasticidad.

La necesidad de incluir esta variable ficticia en los últimos años de la muestra plantea la cuestión de si se ha producido un cambio estructural, de manera que el primer período abarque desde 1964 a 1986 y el segundo empiece en 1987 y termine el último año de la muestra. Para ello se procede a realizar un análisis más detallado de lo que ocurre con la función de consumo estimada a lo largo del tiempo. Los resultados pueden encontrarse en el Cuadro A.1 del apéndice y se resumen en el Cuadro 2. Tal como se refleja en el cuadro del apéndice, la ecuación se muestra estable hasta 1986, con una elasticidad consumo-renta laboral de 0,57, una elasticidad de la riqueza no humana de 0,22 y una semielasticidad de los tipos de interés de 0,13, con signo negativo. Sin embargo, a partir de 1987, se inicia un proceso, que se recoge explícitamente en el test F de cambio estructural¹, y que se concreta en una modificación de los coeficientes y en un empeoramiento del ajuste. En concreto, no puede rechazarse la hipótesis de que los residuos no son estacionarios y, más específicamente, de que las variables no están cointegradas, de manera que la

¹ No es del todo adecuado hablar de contrastes de cambio estructural utilizando el estadístico F cuando se están manejando variables integradas, por tanto las dos últimas columnas del Cuadro A.1 y la última fila del Cuadro 4 deben ser tomadas con cautela. En cualquier caso, el test se formula como:

$$\frac{(\sum e_0^2 - \sum e_1^2)/(T_0 - T_1)}{\sum e_1^2/(T_1 - k)} \sim F_{T_0 - T_1, T_1 - k}$$

donde e_0 y e_1 son, respectivamente, los errores de la ecuación estimada, sin incluir la tendencia, para toda la muestra y para la primera parte de ella, T_0 y T_1 son el número de observaciones utilizada en toda la muestra y en la primera parte, respectivamente y k es el número de parámetros estimados. En la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, el estadístico se distribuye como una F con $T_0 - T_1$, $T_1 - k$ grados de libertad.

relación estimada no es una relación de equilibrio. Los intentos de captar este cambio estructural por medio de un cambio en los coeficientes de las variables explicativas (mediante *dummies* multiplicativas) no resultaron plenamente satisfactorios, tal como se muestra en el Cuadro A.2 del apéndice.

Sin embargo, este cambio estructural, que queda bien captado al incluir en la estimación una tendencia creciente, puede reflejar un problema de variables omitidas. Por ello se probó con distintas variables que pudieran aproximar los cambios que se producen en estos años, tanto los asociados a las nuevas expectativas de renta generadas por la salida de la crisis, con la recuperación de ritmos de crecimiento elevados de la renta y el empleo, como los asociados a la liberalización financiera y a la reducción de las restricciones de crédito. Las variaciones en la tasa de paro, *du*, en la tasa de crecimiento de la renta, *dy*, o en la de la riqueza, *dw*, pueden recoger este cambio de expectativas señalado, en la medida que reflejan aceleraciones / desaceleraciones en el crecimiento de la renta, la riqueza o el paro. Asimismo, la tasa de crecimiento del índice de la Bolsa de Madrid, *dib*, puede tomarse como un indicador de la evolución de la riqueza financiera, cuyo carácter «forward-looking» puede ilustrar sobre la evolución esperada de la economía. El crédito concedido a las personas físicas para adquisición de bienes de consumo duradero, *cpc*, o la proporción que éste representa sobre el total concedido², *cc*, pueden aproximar las restricciones de liquidez a las que se ve sujeto el consumidor y que han experimentado notables variaciones en los últimos años. La variable *du* también podría asociarse a esta interpretación. Asimismo, se consideró que la variación en los precios relativos de la energía, *dpre*, podría contribuir a explicar la evolución del consumo, al aproximar shocks de oferta favorables o desfavorables que podrían incidir sobre las expectativas de evolución futura de la economía.

Algunos de los resultados de estos intentos por evaluar la influencia de estos factores mediante la inclusión de distintas variables se presentan en las columnas 3 y 4 del Cuadro 1. No se ofrecen las estimaciones realizadas con *dy* y con *dw*, ya que, cuando se incluyen en la ecuación, no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración. En la columna 3 se presentan los resultados obtenidos con la variación en la tasa de paro como una variable que podría recoger tanto las expectativas de renta futura (en el sentido de que aceleraciones en el paro se asociarían con expectativas de disminución de renta), como con restricciones de liquidez. Aunque bajo esta especificación el estadístico *DW* no permite rechazar la hipótesis de autocorrelación en los residuos y la ecuación no supera el test *ADF* al 10 % de significatividad, en el análisis dinámico que se presenta en el apartado 5 la ecuación se muestra estable. Por otra parte, las elasticidades estimadas para la renta y la riqueza no se modifican

² Debe tenerse en cuenta que la serie sobre el crédito por finalidades sólo está disponible desde 1982. Sin embargo, dado que los niveles absolutos del crédito concedido a las personas físicas para adquisición de bienes de consumo duradero son muy reducidos en 1982 y 1983, se ha adoptado la hipótesis de que toma valor cero para los años anteriores a 1982.

sensiblemente. Sin embargo, si utilizamos el test de Chow como un indicador de la estabilidad de la ecuación³, éste proporciona un valor de 7,5 (3,16 es el valor crítico al 5 %), por lo que parece que la inclusión de las variaciones en la tasa de paro no resuelve el problema de cambio estructural, de forma definitiva.

Las pruebas efectuadas con el índice bursátil no proporcionan resultados satisfactorios, tal como ocurría en Andrés *et al.* (1990). En cambio, con la inclusión del crédito para la adquisición de bienes duraderos de consumo, el ajuste mejora sensiblemente, aunque la hipótesis nula de ausencia de cointegración de consumo, renta laboral, riqueza no humana, tipos de interés y crédito al consumo no puede rechazarse al 10 % de significatividad. Por su parte, los cambios en los coeficientes son considerables, tal como se refleja en la columna (4). La elasticidad de la renta aumenta hasta 0,7, la de la riqueza disminuye a 0,13 y los tipos de interés pasan a tener un coeficiente de 0,16. Esta variable pretende medir la disponibilidad de crédito al consumo para las familias, de manera que su inclusión se podría interpretar como un contraste sobre restricciones de liquidez. Sin embargo, también podría interpretarse, por construcción, como un contraste sobre el cambio estructural que se asocia al proceso de innovación y liberalización financiera. Los cambios que se observan en los coeficientes estimados de las demás variables cuando se incluye el crédito parecen apuntar más hacia la primera de estas interpretaciones.

Sin embargo, el test de Chow toma el valor 5,38 (3,16 es el valor crítico al 5 %), lo que podría indicar que esta variable tampoco resuelve el problema de la ruptura que se produce a partir de 1986. Las pruebas realizadas con α y con los precios relativos de la energía tampoco proporcionaron resultados satisfactorios, ya que el test *ADF* no permitió rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

Parece, por lo tanto, que el cambio estructural que se inicia en 1987 puede quedar recogido en una tendencia lineal. La variación del paro o crédito al consumo podrían sustituir esta tendencia, pero a costa de empeorar ligeramente la estimación. En realidad, la inclusión de estas dos variables simultáneamente no mejora la estimación, probablemente debido al perfil similar que presentan ambas.

4. Consumo en bienes no duraderos, renta disponible total y riqueza

La ausencia de separación del consumo en bienes duraderos y no duraderos, y la definición de renta y riqueza elegidas en la especificación, pueden ser otros factores que expliquen la ruptura observada en la función estimada. En cualquier caso, tiene interés analizar la sensibilidad de las elasticidades a los distintos conceptos de consumo, riqueza humana y no humana que pueden ser utilizados en el análisis empírico.

³ Ver nota 1.

CUADRO 3
Función de consumo con definiciones alternativas de las distintas variables
Datos anuales, España, 1964-1989

	Variable dependiente (en logs.)							
	CND (1)	CND (2)	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)	CND (7)	CND (8)
Constante	-0,61 (16,11)	-0,58 (18,93)	-0,27 (7,05)	-0,27 (7,17)	-0,62 (5,97)	-0,58 (12,81)	-0,58 (10,04)	-0,66 (12,29)
<i>lnY</i>	0,49 (11,98)	0,52 (15,70)	—	—	0,38 (3,81)	0,43 (9,68)	—	—
<i>lnYT</i>	—	—	0,82 (16,78)	0,82 (17,10)	—	—	0,65 (9,92)	0,57 (9,54)
<i>lnW</i>	0,26 (11,20)	0,23 (11,09)	0,13 (5,20)	0,13 (4,97)	—	—	—	—
<i>lnWM</i>	—	—	—	—	0,34 (5,85)	0,29 (11,19)	0,19 (5,52)	0,22 (7,32)
<i>RR</i>	-0,09 (-1,23)	-0,12 (-2,11)	-0,008 (0,15)	-0,03 (0,49)	-0,03 (0,25)	-0,12 (2,27)	0,03 (0,55)	-0,06 (-1,16)
<i>t</i> _{87/89}	—	0,016 (3,82)	—	0,005 (1,31)	—	0,034 (9,71)	—	0,011 (3,25)
\bar{R}^2	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99	0,99	0,99
<i>DW</i>	1,10	1,51	1,38	1,46	0,37	1,50	1,15	1,61
<i>ADF</i>	-3,37 (4,17)	-3,73 (-4,63)	-4,73** (-4,17)	-4,85* (-4,63)	-1,19 (-4,17)	-3,24 (-4,63)	-3,49 (-4,17)	-5,11** (4,63)
σ	0,014	0,011	0,011	0,011	0,024	0,011	0,011	0,009

CND: Consumo en bienes no duraderos real per cápita; YT: renta real disponible total de las familias per cápita; WM: riqueza no humana utilizada en Molinas *et al.* (1991).
Ver notas Cuadro 1.

Por ello se procede a estimar la misma forma funcional recogida en la ecuación [1] con distintas definiciones de las variables, tanto del lado derecho como del lado izquierdo de la ecuación. En el Cuadro 3, se presentan los resultados obtenidos. En las columnas (1), (2), (6) y (7), el consumo privado total ha sido sustituido por el de bienes de consumo no duradero, *CND*, con la serie elaborada por Estrada y Sebastián (1993). Tanto a nivel empírico como a nivel teórico cabe esperar que las mismas variables explicativas afecten de forma distinta al consumo de bienes duraderos que al de no duraderos. En concreto, la mayor prociclicidad del gasto en duraderos, su mayor variabilidad y su mayor dependencia con respecto a restricciones de liquidez pueden contribuir a explicar las diferencias que cabe esperar de utilizar una u otra definición de consumo. Aunque las estimaciones puntuales de los coeficientes de la renta, la riqueza y los tipos de interés recogidas en las columnas (1) y (2) del Cuadro 3 son muy similares a las presentadas en el Cuadro 1, el análisis de los residuos proporciona resultados poco satisfactorios, ya que no superan el test *ADF*, ni siquiera cuando se incluye la variable tendencia. Por tanto, la utilización del consumo de bienes no duraderos no resuelve por sí sola el problema de cambio estructural planteado.

Hasta ahora se ha considerado que los consumidores tomaban sus decisiones en función de su riqueza total, humana y no humana. Sin embargo, la existencia de restricciones de liquidez explicaría que los individuos consumieran toda su renta presente. Bajo la hipótesis de que existen individuos restringidos, la renta disponible total puede constituir una variable relevante. Las estimaciones presentadas en las columnas (3) y (4), donde la renta disponible total (*YT*) sustituye a la renta laboral a la hora de explicar el comportamiento del consumo total, parecen satisfactorias. En concreto, la tendencia tiene un valor muy próximo a cero, y el test *ADF* sobre los residuos de la ecuación que no la incluye permite rechazar la hipótesis de no cointegración entre las variables. Al efectuar el test de Chow para contrastar la existencia de un cambio estructural en 1987, cuando no se utiliza la variable ficticia, se obtiene un valor de 0,628, con lo que no se puede rechazar la hipótesis de ausencia de cambio. Por tanto, si se utiliza la renta disponible total para aproximar la riqueza no humana, y no exclusivamente la laboral, la ecuación se comporta de forma satisfactoria a lo largo de todo el período estudiado.

Los resultados más relevantes por lo que respecta a los coeficientes estimados, son, por una parte, la reducción en el valor del coeficiente del tipo de interés real, y, por otra, la menor elasticidad de la riqueza (0,13) y la mayor elasticidad de la renta (0,82).

Además, también se estimó la relación anterior utilizando como variable de riqueza no humana la que se utiliza en el modelo Moisees (véase Andrés *et al.* (1990) y Molinas *et al.* (1991)) y que se define como

$$WM = \frac{ALP+B}{P} + Kpr \quad [3]$$

donde *ALP* son los activos líquidos en manos del público, *B* la deuda pública en poder de los consumidores, *P* el deflactor implícito del producto interior

bruto a precios de mercado y K_{pr} el stock de capital privado en términos reales.

El resultado se refleja en las columnas (5) y (6) del Cuadro 3. Si se incluye la tendencia, aumenta el valor del coeficiente del tipo de interés, y se detecta una menor elasticidad de la renta y mayor de la riqueza, que cuando se utiliza la variable W para captar la riqueza no humana. En ambas especificaciones el estadístico ADF no permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

En las dos últimas columnas del cuadro, se presentan estimaciones de la función de consumo utilizando como variable a explicar el consumo en bienes no duraderos y como regresores la renta total y la riqueza definida por WM . En este caso también se necesita la tendencia para explicar el comportamiento del consumo, y de nuevo es muy reducido el valor del coeficiente del tipo de interés. Si se elige como variable explicativa el consumo total, estas mismas conclusiones se mantienen, obteniéndose un coeficiente de la renta total mayor y otro de la riqueza menor que los alcanzados con la definición restringida de consumo.

En definitiva, estas regresiones ilustran la sensibilidad de los coeficientes estimados ante la elección de las variables renta, riqueza y la propia variable dependiente, y, en particular, los efectos de tal elección sobre la sensibilidad del consumo a los tipos de interés. En concreto, este análisis puede contribuir a perfilar con mayor grado de precisión el impacto que una medida de política económica puede tener sobre el consumo (p. ej. una modificación de las tablas de retenciones), ya que las distintas variables estudiadas recogen distintos componentes, cuya incidencia diferencial puede ser, consecuentemente, tenida en cuenta.

5. Corto y largo plazo

El análisis de las relaciones a corto y largo plazo en el contexto de un modelo con mecanismo de corrección del error no sólo puede contribuir a explicar el proceso de ajuste de las variables a sus relaciones de equilibrio, sino que también puede tratarse como un contraste adicional de cointegración.

En la columna (1) del Cuadro 4, se presentan los resultados de estimar la dinámica de la función de consumo, recogida en la ecuación [2] sin incluir la tendencia en la especificación. Se observa que la estimación de las elasticidades de largo plazo no difiere de forma importante de las obtenidas en la columna (1) del Cuadro 1, excepto para los tipos de interés. Es algo inferior en el caso de la renta (0,47 frente a 0,51), algo superior en el de riqueza (0,3 frente a 0,27), y es prácticamente nula en el caso de los tipos de interés. Al comparar estos resultados a largo plazo con los obtenidos para el corto plazo, se observa que la riqueza pierde toda significatividad estadística y que la elasticidad renta-consumo y la semielasticidad tipo de interés real-consumo son mayores en el corto que en el largo plazo.

Al estimar esta ecuación eliminando la variable riqueza para el corto plazo y la variable tipos de interés para el largo plazo, se obtiene el resultado recogido

CUADRO 4
 Función de consumo. Dinámica a corto plazo
 Estimación no lineal (ecuación [2])

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \ln Y_t$	0,75 (8,30)	0,72 (9,48)	0,59 (7,45)	0,60 (7,66)
$\Delta \ln W_t$	-0,11 (0,79)	—	—	—
ΔRR_t	-0,18 (2,01)	-0,17 (2,57)	-0,16 (1,92)	-0,13 (2,29)
λ	-0,62 (2,85)	-0,57 (3,35)	-0,80 (4,54)	-0,77 (4,97)
Constante	-0,45 (8,53)	-0,45 (9,51)	-0,41 (9,04)	-0,39 (11,75)
$\ln Y_{t-1}$	0,47 (8,14)	0,48 (8,89)	0,52 (10,73)	0,53 (14,18)
$\ln W_{t-1}$	0,30 (8,99)	0,31 (9,30)	0,28 (11,71)	0,27 (14,38)
RR_{t-1}	0,007 (0,058)	—	-0,03 (0,42)	—
du_{t-1}	—	—	-1,00 (3,51)	-1,03 (3,59)
\bar{R}^2	0,843	0,853	0,905	0,909
DW	1,96	2,04	2,62	2,64
σ	0,011	0,011	0,009	0,008
Cambio estructural	9,89** (3,34)	7,84** (3,24)	4,11** (3,34)	2,33 (3,29)

Ver notas Cuadro 1. Para una descripción del cambio estructural ver nota 1 (entre paréntesis figura el valor crítico de este contraste al 5 % de significatividad).

en la columna (2) del Cuadro 4, que mantiene las diferencias entre el corto y el largo plazo: a corto, el coeficiente de la renta es superior al de a largo plazo.

Las dos últimas columnas muestran los ajustes obtenidos cuando la variación en la tasa de paro es incluida en la especificación. Las elasticidades renta y riqueza obtenidas para el largo plazo siguen manteniéndose en torno a 0,52 y 0,28, respectivamente, mientras que a corto plazo la elasticidad renta es ligeramente superior (0,60), y la de la riqueza pierde toda significatividad estadística. Asimismo, el tipo de interés aparece como significativo en el corto, pero con un valor próximo a cero en el largo plazo. La inclusión de la variación en el paro impide rechazar la hipótesis de ausencia de cambio estructural, de manera que puede considerarse que esta especificación es estable. Las pruebas efectuadas con el crédito al consumo no resultaron satisfactorias, ya que el coeficiente estimado para el mecanismo de corrección del error era siempre superior a la unidad, lo que carece de una interpretación teórica clara.

La posible presencia de sesgos debidos al pequeño tamaño muestral y la posibilidad de que existan problemas de endogeneidad sugirió la conveniencia de

estimar asimismo estas relaciones siguiendo el método propuesto por Johansen (1988), que desarrolla un procedimiento de estimación de máxima verosimilitud. Este enfoque puede ser considerado como una generalización a un contexto multivariante de un modelo en diferencias que incorpora un mecanismo de corrección del error y por lo tanto constituye el nexo de unión entre el análisis de cointegración tradicional y la modelización por medio de vectores autorregresivos (*VAR*)⁴. En concreto, la ventaja de este método es que no incorpora el supuesto de que existe un único vector de cointegración y permite efectuar un contraste directo sobre la existencia de cointegración entre las variables analizadas.

Para un vector autorregresivo *VAR* (1) con constante irrestringida, de manera que ésta sólo aparece en el corto plazo, el test sobre el número de vectores de cointegración dio como resultado que sólo existía uno. En concreto, y normalizando, la relación obtenida con este método se puede expresar como

$$\ln C_t = 0,45 \ln Y_t + 0,31 \ln W_t - 0,11 RR_t$$

e integrando esta relación de largo plazo en un modelo con mecanismo de corrección del error y estimando por mínimos cuadrados ordinarios se obtiene la ecuación [4]:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_t = & -0,35 + 0,75 \Delta \ln Y_t - 0,12 \Delta \ln W_t - 0,23 \Delta RR_t - \\ & (3,93) \quad (9,21) \quad (1,05) \quad (3,15) \\ & -0,74 (\ln C_{t-1} - 0,45 \ln Y_{t-1} - 0,31 \ln W_{t-1} + 0,11 RR_{t-1}) \quad [4] \end{aligned}$$

$$\bar{R} = 0,85$$

$$DW = 1,70$$

$$\sigma = 0,011$$

⁴ De forma muy general, el test de Johansen puede describirse de la siguiente manera. Si x_t es el vector de todas las p variables del modelo ($x_t = x_{1t}, \dots, x_{pt}$) y ε_t es un vector de errores, tal que

$$x_t = \sum_{i=1}^k \Pi_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NI(0, \Omega) \quad t = 1 \dots T,$$

reparametrizando, se obtiene

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} - \Pi x_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$\text{con } \Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad i = 1 \dots k-1$$

$$\text{y } \Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k = I - \sum_{i=1}^k \Pi_i$$

El contraste de cointegración propuesto por Johansen se convierte entonces en un contraste sobre el rango r de la matriz Π . Si $r = 0$, no existe cointegración y el modelo debe estimarse en diferencias, si $0 < r < p$, existen r vectores de cointegración (o r combinaciones lineales de las variables tales que su relación puede estimarse en niveles). Una discusión rigurosa del método propuesto por Johansen puede encontrarse en Dolado (1990) y Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990).

Tal como puede observarse, los resultados recogidos en la columna 1 del Cuadro 4 y en la ecuación [4] presentan escasas diferencias. Así, la riqueza entra en ambas sólo en el largo plazo, y la elasticidad a corto plazo de la renta laboral y la semielasticidad a corto plazo del tipo de interés real son mayores que las correspondientes al largo plazo.

Por su parte, la aplicación del método de Johansen a un VAR (1) con constante restringida (la incluye en la relación de largo plazo), proporciona un resultado relativamente similar. En concreto, el contraste sobre el número de vectores de cointegración dio como resultado que existían dos, es decir, que había dos posibles relaciones de equilibrio. Sin embargo, mientras el primer vector de cointegración mantiene la significatividad de los tipos de interés a largo plazo, el segundo lo elimina. En concreto, según el primer vector, a largo plazo la relación es

$$\ln C_t = 0,46 + 0,485 \ln Y_t + 0,32 \ln W_t - 0,196 RR_t$$

y aplicando MCO para obtener la relación a corto

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_t &= 0,75 \Delta \ln Y_t + 0,16 \Delta \ln W_t - 0,22 \Delta RR_t - \\ &\quad (7,87) \quad (2,33) \quad (2,59) \\ -0,53 &[\ln C_{t-1} - 0,46 - 0,485 \ln Y_{t-1} - 0,32 \ln W_{t-1} + 0,196 RR_{t-1}] \quad [5] \\ &\quad (3,14) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0,82 \\ DW &= 1,98 \\ \sigma &= 0,012 \end{aligned}$$

En este caso, la riqueza aparece como significativa a corto plazo también, resultado que destaca frente a las especificaciones alternativas que se han probado hasta ahora.

El segundo vector postula que la relación a largo plazo es

$$\ln C_t = -0,48 + 0,42 \ln Y_t + 0,31 \ln W_t$$

e introduciéndolo como mecanismo de corrección del error para poder captar las relaciones a corto plazo se obtiene por MCO:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_t &= 0,69 \Delta \ln Y_t - 0,20 \Delta \ln W_t - 0,15 \Delta RR_t - 0,42 (\ln C_{t-1} + 0,48 - \\ &\quad (8,47) \quad (1,51) \quad (2,14) \quad (3,63) \\ -0,42 \ln Y_{t-1} &- 0,31 \ln W_{t-1}) \quad [6] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0,84 \\ DW &= 1,74 \\ \sigma &= 0,011 \end{aligned}$$

En este caso, el tipo de interés real aparece como significativo en el corto plazo, mientras que de nuevo la riqueza pierde toda su significatividad estadística, tal como se recoge asimismo en la columna (2) del Cuadro 4.

Estas pruebas complementarias indican que, aunque pueden existir problemas de endogeneidad, los resultados presentados en el Cuadro 4 pueden ser considerados como válidos.

6. Resumen y conclusiones

La coexistencia actual en numerosos países — también en el caso de España— de tipos de interés reales a niveles históricamente elevados y tasas de ahorro de las familias situadas en sus mínimos históricos parece, en principio, señalar bien una ligazón muy débil o inexistente entre estas dos variables, bien la existencia de ilusión monetaria, es decir, una dependencia entre los tipos de interés nominales y el ahorro, o bien la presencia de factores que actúan en la dirección opuesta.

En este trabajo el análisis empírico permite concluir que los tipos reales de interés tienen una incidencia pequeña pero significativa sobre el ahorro, de signo positivo, de tal manera que aumentos en los tipos generan aumentos en el ahorro. El contraste se ha efectuado dentro del marco del ciclo vital y se ha puesto especial énfasis en la definición de las variables. En concreto, se ha distinguido entre riqueza humana, aproximada por la renta laboral, y riqueza no humana, con el objetivo de aislar el efecto sustitución de los tipos de interés.

Los resultados obtenidos al estimar la función de consumo con datos anuales en el período 1964-1989 para España sugieren la necesidad de introducir una variable de tendencia a partir de 1987. La elasticidad del consumo con respecto a la renta laboral disponible parece situarse en torno a 0,56, mientras que, con respecto a la renta total disponible, alcanza el valor de 0,82. Este aumento se ve compensado por la caída en la elasticidad de la riqueza no humana, que pasa de 0,22 a 0,13 y por la reducción a niveles próximos a cero del coeficiente estimado para el tipo de interés real neto de impuestos. Estos cambios en los pesos relativos de la riqueza y la de renta a la hora de explicar el consumo, según cuál de las definiciones de esta última se utilice, se justifican por la inclusión en la variable renta total de componentes que podrían clasificarse más adecuadamente como remuneración del capital y que, por tanto, deberían formar parte de la variable riqueza no humana. La pérdida de valor del coeficiente de los tipos de interés cuando se utiliza la definición amplia de renta puede explicarse por los mismos motivos.

Sin embargo, aunque la utilización de la variable renta laboral parece que se ajusta más a lo que el modelo teórico aspira a captar con la riqueza humana, su funcionamiento en el análisis empírico no resulta plenamente satisfactoria. En realidad, si se utiliza la renta disponible total como *proxy* de riqueza humana, la ecuación estimada no muestra signos de cambio estructural. En cambio, con la variable renta laboral se produce una ruptura en 1987, que queda bien captada con una tendencia creciente que se inicia en ese año y termina en el último año de la muestra.

Los intentos de formular un modelo con la variable renta laboral que no manifieste estos signos de inestabilidad no han resultado completamente infructuosos, aunque tampoco son plenamente satisfactorios. En concreto, la inclusión de la primera diferencia de la tasa de paro en la estimación, como *proxy* de expectativas de renta futura y de restricciones de liquidez parece resolver parcialmente el problema. Como consecuencia, sin embargo, el coeficiente del tipo de interés reduce notablemente su valor en el largo plazo y se produce un ligero aumento de la elasticidad de la riqueza no humana. Aunque en esta primera etapa las pruebas con el crédito al consumo parecen proporcionar también resultados satisfactorios, una vez que este crédito se incorpora en un modelo con mecanismo de corrección del error, de nuevo se detecta inestabilidad.

Las pruebas realizadas con una definición más restrictiva de la variable dependiente, de manera que excluya el consumo en bienes duraderos, no proporcionan resultados sensiblemente distintos. Tampoco parece que la definición de la variable riqueza no humana elegida pueda explicar el cambio estructural que se detecta. Al sustituir W , que incorpora los activos frente al exterior por WM , que además considera que los activos líquidos en manos del público forman parte de la riqueza no humana, el ajuste empeora significativamente, tanto si se incluye la variable tendencia como si ésta no está presente. Las estimaciones realizadas combinando las distintas definiciones de las variables no parecen apuntar hacia una de ellas que supere apreciablemente a las demás.

El análisis de las relaciones dinámicas apunta a que, a corto plazo, la riqueza no humana no es significativa, y la elasticidad renta es mayor que en el largo plazo. Asimismo, no se puede rechazar la hipótesis de que, a largo plazo, el tipo de interés no influya sobre el consumo. Además, la inclusión de la variable variación del paro mejora sensiblemente la estimación. Estos resultados contrastan notablemente con los obtenidos para el modelo Moisees, donde la elasticidad renta estimada para el largo plazo (0,80) es superior a la obtenida para el corto (0,49), y donde la riqueza aparece en el largo con elasticidad 0,13, y su aceleración, en el corto, con coeficiente 0,48 (véase Andrés *et al.* (1990)).

Es importante destacar la importancia de la función de consumo presentada aquí a la hora de simular los efectos que los cambios de fiscalidad sobre las rentas del trabajo tienen sobre el consumo. Así, la modificación de las tablas de retenciones sobre la renta laboral no tendrían a priori un efecto tan elevado como el predicho por otras funciones de consumo, que no separan los componentes de riqueza humana y no humana, debido a la menor elasticidad estimada del consumo respecto a la renta laboral. Dado que el consumo es, sin lugar a dudas, la variable clave en todo modelo macroeconómico, el disponer de una ecuación alternativa con una mejor definición del componente humano de la riqueza puede permitir una mejor evaluación del impacto de las variables fiscales sobre el consumo, y mejorar así el análisis y la predicción de las variables macroeconómicas claves.

Apéndice. Cuadros

CUADRO A.1
Cambios en las elasticidades y cambios estructurales

Año final	Renta	Riqueza	Tipos de interés	\bar{R}^2	DW	ADF	σ	Cambio estructural	
								F_1	F_2
1982	0,57 (10,61)	0,21 (5,40)	-0,13 (2,52)	0,997	1,96	-4,39* (-4,26)	0,009	0,08 (4,54)	5,83** (2,71)
1983	0,57 (11,78)	0,22 (6,42)	-0,13 (2,60)	0,997	1,95	-4,50* (-4,24)	0,009	0,12 (4,49)	7,2** (2,74)
1984	0,58 (14,77)	0,21 (8,00)	-0,13 (2,71)	0,997	1,95	-4,64* (-4,22)	0,009	0,04 (4,45)	9,08** (2,81)
1985	0,57 (17,81)	0,22 (10,34)	-0,13 (2,80)	0,997	1,97	-4,79** (-4,20)	0,009	0,04 (4,41)	11,97** (2,93)
1986	0,57 (20,90)	0,22 (12,97)	-0,13 (2,91)	0,997	1,97	-4,90** (-4,18)	0,009	5,00** (4,38)	16,79** (3,13)
1987	0,55 (19,29)	0,23 (13,62)	-0,12 (2,41)	0,997	1,80	-4,53* (-4,17)	0,010	18,76** (4,33)	18,9** (3,49)
1988	0,52 (13,83)	0,26 (11,65)	-0,10 (1,54)	0,995	1,20	-2,87 (-4,15)	0,013	10,32** (4,32)	10,32** (4,32)
1989	0,51 (11,36)	0,27 (10,58)	-0,08 (1,07)	0,990	0,82	-2,30 (-4,14)	0,016	—	—

Resultados de la estimación por MCO de la función:

$$\ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln W_t + \alpha_3 RR_t + \epsilon_t$$

donde el período muestral se inicia en 1964 y termina en el año indicado en la primera columna del cuadro.

F_1 : contraste de cambio estructural por la inclusión de un año más en la muestra.

F_2 : contraste de cambio estructural con respecto a todo el período muestral 1964-1989.

Para una descripción de este contraste, ver nota 1. (En ambos casos, entre paréntesis figura el valor crítico al 5 % de significatividad).

Ver notas al Cuadro 1.

CUADRO A.2
 Contraste de cambios en los valores de los coeficientes

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-0,39 (15,78)	-0,39 (12,71)	-0,39 (14,50)	-0,39 (12,27)
$\ln Y$	0,57 (20,90)	0,57 (16,98)	0,58 (19,61)	0,57 (16,27)
$\ln W$	0,22 (12,97)	0,22 (10,50)	0,22 (11,87)	0,22 (10,10)
RR	-0,13 (2,91)	-0,13 (2,36)	-0,13 (2,77)	-0,13 (2,24)
$\ln YD$	-0,28 (0,73)	-0,05 (4,94)	—	—
$\ln WD$	0,21 (0,77)	—	0,18 (6,18)	—
RRD	-4,59 (0,96)	—	—	0,76 (4,58)
\bar{R}^2	0,99	0,99	0,99	0,99
DW	1,97	1,90	2,05	1,87
ADF	-4,56	-4,91	-4,80	-4,85
σ	0,009	0,011	0,009	0,011

La d detrás de una variable indica que se trata de una variable ficticia obtenida de forma multiplicativa, que toma valor 1 a partir de 1987.

Resultados de la estimación de la función cuya especificación general es:

$$\ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln W_t + \alpha_3 RR_t + \alpha_4 \ln YD_t + \alpha_5 \ln WD_t + \alpha_6 RRD_t + \varepsilon_t$$

para el período 1964-1989.

Referencias

- Andrés, J.; Molinas, C. y Taguas, D. (1990): «Una función de consumo privado para la economía española: aplicación del análisis de cointegración». *Cuadernos Económicos de ICE* 44, pp. 173-212.
- Carreras, A. (comp.) (1989): *Estadísticas históricas de España: siglo XIX-XX*. Fundación Banco Exterior. Colección Investigaciones. Madrid.
- Corrales, A. y Taguas, D. (1989): *Serie macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización*. Monografía 75. Instituto de Estudios Fiscales. Madrid.
- Cuenca, J. A. (1993): «La Construcción de variables financieras para el estudio del sector monetario de la economía española». Documento EC / 1993 / 16. Servicio de Estudios. Banco de España.
- Davidson, J. E. H.; Hendry, D. F.; Srba, F. y Yeo, S. (1978): «Econometric modeling of the aggregate time-series relationship between consumer's expenditure and income in the United Kingdom». *Economic Journal* 88, pp. 661-692.
- Dolado, J. J. (1990): «Cointegración: una panorámica». *Estadística Española* 32.
- Dolado, J. J.; Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990): «Cointegration and unit roots». *Journal of Economic Surveys* 4, pp. 249-273.

- Engle, R. y Granger, C. (1987): «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing». *Econometrica* 49.
- Estrada, A. y Sebastián, M. (1993): «Una función de gasto en bienes de consumo duraderos». Documento de Trabajo 9305. Banco de España.
- Gómez Sala, S. (1989): *Pensiones públicas, ahorro y oferta de trabajo. Análisis del caso español*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Madrid.
- Herce, S. A. (1986): «El ahorro en España. 1964-1984». Fundación Empresa Pública. Documento de Trabajo 8610.
- Johansen, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-259.
- Martín, A. y Moreno, L. (1989): «Los efectos de las pensiones de la seguridad social sobre la oferta de factores: ahorro y trabajo. Una evidencia empírica». Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social. Documento de Trabajo 42.
- McKinon, J. (1990): «Critical values for cointegration tests». University of California, San Diego. Discussion Paper 90-4.
- Molinas, C.; Ballabriga, F. C.; Canadell, E.; Escribano, A.; López, E.; Manzanedo, L.; Mestre, R.; Sebastián, M. y Taguas, D. (1991): *Moises. Un modelo de investigación y simulación de la economía española*. Antoni Bosch Ed. e Instituto de Estudios Fiscales.
- Smith, R. S. (1989): «Factors affecting saving, policy tools, and tax reform: a review». International Monetary Fund. Working Paper WP / 89 / 47.
- Summers, L. H. (1981): «Capital taxation and accumulation in a life cycle growth model». *American Economic Review* 71, pp. 533-544.
- Summers, L. H. (1982): «Tax policy, the rate or return, and savings». NBER Working Paper, 995.
- Tullio, G. y Contesso, F. (1986): «Do after tax interest rates affect private consumption and savings? Empirical evidence for 8 industrial countries: 1970-1983». Economic Papers Commission of the European Communities, 51. Diciembre.
- Zabalza, A. y Andrés, J. (1991): «¿Afecta la fiscalidad al ahorro?». *Moneda y Crédito* 192, pp. 41-75.

Abstract

This paper presents an analysis of the impact that different factors may have on aggregate household savings. It emphasizes the differences between human and non-human wealth, so as to isolate the substitution effect of interest rates. The evidence gathered through the estimation of a consumption function shows that interest rates have a positive effect on savings. However, the estimated function is not stable from 1987.

*Recepción del original, junio de 1992
Versión final, abril de 1993*