

BANCO DE ESPAÑA

AHORRO, RIQUEZA Y TIPOS DE INTERES EN ESPAÑA

Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9215

BANCO DE ESPAÑA

AHORRO, RIQUEZA Y TIPOS DE INTERES EN ESPAÑA

Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán

(*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de J. M. Bonilla, A. Estrada y J. Pérez.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9215

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-164-X
Depósito legal: M-21085-1992
Imprenta del Banco de España

I. INTRODUCCIÓN

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. En concreto, hay un efecto renta, de acuerdo con el cual una elevación de los tipos de interés aumenta el valor esperado de las rentas derivadas de la riqueza, lo que permite mantener el consumo futuro con un volumen de ahorro menor. Por tanto el efecto renta es negativo, de manera que alzas en el tipo de interés reducen el ahorro. No obstante, se produce, asimismo, un efecto de sustitución entre consumo presente y futuro: dado que esta elevación disminuye el coste presente de comprar una peseta de consumo futuro, el efecto sustitución desalienta el consumo presente del individuo, estimula el futuro, aumentando así el ahorro. El efecto total de ambos resulta a priori ambiguo y depende de si domina uno u otro. Por eso se ha sostenido, a menudo, que la cuestión es eminentemente empírica (véanse Gylfason (1981) y Smith (1989) para una revisión de esta literatura).

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 señalado, la variable tipo de interés recogería exclusivamente el efecto sustitución (Summers (1982)). Este enfoque es precisamente el seguido en este trabajo para contrastar empíricamente en el caso español la relación entre ahorro de las familias y tipo de interés, habiéndose puesto especial cuidado en la definición de la variable renta utilizada en las estimaciones.

En el análisis aquí presentado, se sigue la línea iniciada por Davidson et al. (1978), por lo 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.

Los estudios realizados hasta el momento en los que se ha contrastado el efecto de los tipos de interés sobre el consumo o el ahorro privado en el caso español son escasos y poco concluyentes. 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) y Martín y Moreno (1989) 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), se presentan los resultados de estimar una función de consumo para la economía española aplicando el análisis de cointegración. Por una parte, se muestra que hay una relación de cointegración entre consumo, riqueza, impuesto inflacionario y tipo de interés. Sin embargo, para estimar los efectos a corto plazo, se opta por la otra relación de cointegración obtenida entre consumo, renta neta disponible de las familias y riqueza. En el corto plazo, el tipo de interés aparece como significativo con signo negativo. En Zabalza y Andrés (1991), bajo un enfoque idéntico, aunque con un distinto objetivo, se concluye también que el ahorro familiar responde positivamente a las variaciones en el tipo de interés real en el corto plazo.

En este trabajo, se discuten los resultados obtenidos de estimar una función de consumo para el período 1964-1989 para España, como una forma indirecta de contrastar las relaciones entre ahorro, tipos de interés y renta. Su estructura es la siguiente: en el apartado II, se recoge el marco teórico y se discute su plasmación en modelos que pueden ser estimados econométricamente. Los apartados III al VI recogen los resultados empíricos. En primer lugar, se ofrecen para el subperíodo 1970-1983 los resultados de estimar una función de consumo especificada de tal manera que permite la comparación con los resultados obtenidos por Tullio y Contesso (1986) para ocho países de la OCDE,

entre los que no se encuentra España. El apartado IV contiene estimaciones de la función de consumo a largo plazo para el período 1964-89, con especial atención al análisis del cambio estructural. El apartado V presenta una comparación de los resultados obtenidos con distintas 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 VI. El apartado VII resume las principales conclusiones.

II. MARCO TEÓRICO

II.1. Teoría del ciclo vital

El análisis empírico desarrollado en este trabajo se enmarca dentro de la teoría del ciclo vital, según se recoge en Summers (1981, 1982).

Se postula que los individuos eligen el plan de consumo que maximiza una función de utilidad intertemporal sujeta a una restricción presupuestaria. Para simplificar, se supone que hay previsión perfecta, que todos los trabajadores reciben el mismo salario real, que los mercados de capital son perfectos, por lo que todos los individuos pueden prestar y pedir prestado al tipo de interés real sin riesgo r , y que la función de utilidad pertenece a la clase de funciones con coeficiente de aversión al riesgo relativo constante (CRRA), de la forma:

$$U_t = \frac{1}{\gamma} C_t^\gamma$$

En concreto, y si para simplificar no se tienen en cuenta los ajustes fiscales, se considera que el consumidor actúa como si resolviera el problema:

$$\max_{\{c_t\}} \int_0^T \frac{1}{\gamma} C_t^\gamma e^{-\delta t} dt \quad (I)$$

$$\text{s.a.} \int_0^T C_t e^{-rt} dt = A_0 + \int_0^{T'} H_t e^{-rt} dt = A_0 + \int_0^{T'} H_0 e^{(g-r)t} dt$$

siendo T la fecha cierta de la muerte, T' la fecha de jubilación, δ la tasa subjetiva a la que se descuenta la utilidad futura, $\gamma-1$ la elasticidad de la función de utilidad marginal, A_0 y H_0 la riqueza real y la renta laboral al principio del período y g la tasa de crecimiento de la renta laboral, que se supone constante. Se adopta el supuesto de que la secuencia temporal de comportamiento es tal que primero se obtiene la renta y se realiza el consumo antes de que el interés pase a engrosar la riqueza, es decir, el interés en t engrosa la riqueza en t+1.

Resolviendo (I), se obtiene:

$$C_t = \frac{\left\{ \left(A_0 + \frac{W_0}{g-r} [e^{(g-r)T'} - 1] \right) \left(\frac{r-\delta}{1-\gamma} - r \right) \right\}}{e^{\left(\frac{r-\delta}{1-\gamma} - r \right) T} - 1} e^{\left(\frac{r-\delta}{1-\gamma} \right) t} \quad (II)$$

Bajo este resultado se observa que sólo cuando la función de utilidad es Cobb-Douglas, de manera que $\gamma=0$, la propensión marginal al consumo es independiente del tipo de interés, mientras que en los demás casos existe una relación de dependencia, que es no lineal. En concreto, la propensión marginal al consumo depende del tipo de interés, positivamente cuando $\gamma < 0$ y negativamente cuando $\gamma > 0$.

II.2. Especificación empírica

Con el objetivo de estimar econométricamente esta función, en Summers (1982) se propone la siguiente ecuación de consumo agregado:

$$C_t = a + (b_1 + b_2 r_t) \left(A_t + \frac{E_t(Y)}{(r_t + d)} \right) + u_t \quad (\text{III})$$

donde $E_t(\cdot)$ es el indicador de esperanza en el período t , condicionada al conjunto de información disponible en t , Y es la riqueza humana y d es una prima de riesgo. Esta especificación sostiene que el consumo depende de la riqueza total y que puede distinguirse un componente independiente y otro dependiente de los tipos de interés en la propensión marginal a consumir. Se propone aproximar la riqueza humana por la renta laboral disponible esperada (permanente) descontada al tipo de interés real después de impuestos (r_t) más una prima de riesgo d . La estimación de esta ecuación debe realizarse por métodos no lineales.

En Tullio y Contesso (1986) se propone una linealización de esta misma ecuación, de manera que se dejan todos los parámetros libres sin imponer restricciones de igualdad y se utiliza para estimar una

función de consumo en ocho países industrializados para el período 1970-1983, entre los que España no está incluida. A fin de hacer comparables con éstos los resultados obtenidos para España, se ha especificado una ecuación idéntica a la que formulan estos autores, ajustándose a las definiciones de las variables que ellos proponen y utilizan. En concreto, se estima

$$\ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln W_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 i_t + \alpha_4 \pi_t \quad (IV)$$

con los datos de España para el mismo período.

En esta especificación, W_t recoge la riqueza no humana aproximada por

$$W_t = NK_t + PD_t + \sum_{1950}^t CB_t$$

donde NK_t es el stock real de capital, PD es la deuda pública en términos reales al final del período t, y CB es el saldo de la balanza por cuenta corriente expresada en moneda nacional. Asimismo, Y_t es la riqueza humana aproximada por la renta laboral disponible, y que en el caso español ha sido obtenido como suma de remuneración de asalariados y renta salarial imputada al sector empresarial neta de impuestos¹, i_t es el tipo de interés nominal y π_t es la tasa de inflación. Todas las variables, excepto tipos de interés e inflación, están expresadas en términos reales y per cápita.

Los signos esperados de los parámetros son los siguientes:

$$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_4, \geq 0$$
$$\alpha_3 \leq 0$$

La principal diferencia con las estimaciones de la función de consumo disponibles para el caso español radica en la definición de las variables utilizadas. El concepto de riqueza humana se ha asimilado al de renta laboral, a diferencia de lo que ocurre con las estimaciones tradicionales, donde se asimila a renta total. Con ello se ha pretendido eliminar todos los componentes de remuneración del capital que se hallan implícitos en el concepto amplio de renta, y que, en puridad, deberían formar parte de la riqueza no humana. Asimismo, esta última se aproxima por el stock de capital real y por los activos acumulados frente al exterior y frente al sector público. Por último, los tipos de interés están netos de impuestos, lo que parece un tratamiento más adecuado para esta variable que el tradicional de considerarlo en términos brutos.

Antes de comentar los resultados obtenidos, es imprescindible revisar, aunque sea de forma somera, las dificultades que presenta la estimación de una función de consumo, dando por válidas las aproximaciones lineales a las condiciones de primer orden derivadas de la resolución del problema del consumidor. Se pueden destacar esencialmente dos. Por una parte, la posibilidad de cambios estructurales, que deben ser tenidos en cuenta a la hora de la estimación. En el caso de España, hay una serie de fechas en las que cabe justificar la existencia de esos cambios estructurales: se podrían asociar, entre otros, a procesos como la reforma de la Seguridad Social, la innovación financiera, y la liberalización y desarrollo del crédito al consumo o el ingreso de España en la Comunidad Europea que va acompañado de una mejora de expectativas de crecimiento de renta y de empleo, reforzada por el fin de la crisis. Por otra parte, destacan las dificultades que conlleva la estimación con variables integradas de orden

1. Aunque estos problemas se han soslayado en el pasado estimando las relaciones en primeras diferencias, con lo que se perdían las elasticidades a largo plazo, la especificación de modelos en forma de mecanismo de corrección del error (conectados formalmente con la teoría de la cointegración) permite tener en cuenta esta característica de la serie, a la hora de estimar las relaciones que para el largo plazo se derivan de la teoría económica .

III. COMPARACIÓN INTERNACIONAL: 1970-1983

En este apartado se presentan las estimaciones de la función de consumo en la versión linealizada sugerida en Tullio y Contesso (1986). En dicho trabajo, y para el período 1970-1983, se estima una función de consumo como la recogida en la ecuación (IV) para Bélgica, Francia, Alemania, Italia, Japón, Suecia, Reino Unido y EE.UU. Con el objetivo de comparar los resultados que se obtuvieron para estos países con los que se obtienen para España, se replica la estimación para el mismo período (1970-1983), utilizando la misma especificación, las mismas técnicas de estimación y la misma definición de las variables. Los resultados obtenidos, junto con los de Tullio y Contesso, se recogen de forma sucinta en el cuadro 1, y de forma más detallada en el Apéndice, cuadros A.7 y A.8. En el cuadro 2, se recogen las elasticidades calculadas para el tipo de interés real.

Como se observa en la parte izquierda del cuadro 1, las estimaciones para el caso español están en línea con las obtenidas para otros países como Alemania y Reino Unido, y, en general, las elasticidades que de ellas se derivan son bastante razonables (0,56 para la renta laboral y 0,21 para la riqueza retardada). Si se comparan estas elasticidades con las de otros países, se observa que tanto las estimadas para la renta como para la riqueza están en la zona media de la banda de estimaciones que va desde un 0,20 a un 0,74 para la renta y desde un

ELASTICIDADES CONSUMO-RENTA, RIQUEZA Y SEMIELASTICIDAD TIPOS DE INTERES 1970-1983						
País	Renta Laboral	Riqueza (retardada)	Tipos de interés	Renta Total	Riqueza (retardada)	Tipos de interés
Bélgica	0,27 (4,23)	0,75 (7,52)	-0,006 (1) (2,16)	0,47 (4,65)	0,63 (5,51)	-0,005 (1) (1,97)
Francia	0,20 (2,00)	0,49 (6,12)	-0,003 (1) (2,21)	0,35 (3,18)	0,44 (6,48)	-0,002 (1) (1,96)
Alemania	0,74 (8,28)	0,18 (3,24)	-0,007 (2) (2,93)	0,87 (0,61)	0,22 (5,00)	-0,001 (2) (0,69)
Italia	0,23 (2,09)	0,37 (2,72)	-0,002 (3) (3,58)	0,52 81,70)	0,21 (2,02)	-0,002 (3) (3,63)
Japón	0,37 (5,35)	0,32 (4,85)	-0,012 (1) (2,64)	0,50 (5,35)	0,35 (5,71)	-0,009 (1) (2,11)
Suecia	0,64 (8,79)	0,08 (2,56)	-0,012 (2) (2,09)	0,83 (7,73)	0,05 (1,37)	-0,002 (2) (0,28)
Reino Unido	0,64 (7,81)	0,20 (2,32)	-0,008 (1) (3,71)	0,67 (8,36)	0,18 (2,25)	-0,003 (1) (1,67)
Estados Unidos	0,37 (3,48)	0,11 (0,55)	-0,007 (4) (3,55)	0,41 (3,96)	0,31 (2,01)	-0,007 (4) (3,94)
España	0,56 (8,50)	0,20 (7,05)	-0,001 (3) (2,63)	0,66 (11,20)	0,19 (8,51)	-0,001 (3) (2,98)

Entre paréntesis estadístico t.

- (1) Semielasticidad con respecto al tipo de interés nominal retardado.
- (2) Semielasticidad con respecto al tipo de interés nominal contemporáneo.
- (3) Semielasticidad con respecto al tipo de interés real contemporáneo.
- (4) Semielasticidad con respecto al tipo de interés real retardado.

Fuente: Cuadro 3 de Tullio y Contesso (1986) y elaboración propia para España. Ver cuadros 7 y 8 del Apéndice.

0,11 a un 0,75 para la riqueza (dejando fuera la elasticidad de 0,08 de Suecia, dada la diferente construcción de la variable riqueza).

Por lo que respecta al tipo de interés real, sólo para Italia, EE.UU. y España aparece como significativo² (en el caso de EE.UU., entra el tipo real retardado), con unas elasticidades de -0,009, -0,017 y -0,006, respectivamente. Para el resto de países, el tipo de interés nominal sin retardo (Alemania y Suecia) o con retardo (Bélgica, Francia, Japón y Reino Unido) se muestra estadísticamente significativo y negativo. Por último, cabe destacar, que para el caso español, y a pesar de los importantes cambios institucionales y estructurales que suceden en el periodo muestral, no se ha necesitado introducir una variable ficticia, a diferencia de lo que ocurre en otros países considerados en el mencionado estudio.

En la parte derecha del cuadro 1, se presentan los resultados que por Mínimos Cuadrados Ordinarios se obtienen al introducir la renta disponible total, YT, en lugar de la renta laboral para medir el efecto que sobre el consumo tiene la riqueza humana. Tal sustitución permite medir los sesgos que puede ocasionar la elección de una distinta medida de la variable renta. El efecto más apreciable es un aumento de la elasticidad estimada para la renta y una elasticidad menor para la riqueza. Dado que la renta total recoge elementos asociados al nivel de riqueza (como el excedente bruto de explotación y las rentas netas de la propiedad y de la empresa), su introducción lleva aparejada una "doble contabilización" de estos elementos, por lo que es razonable la disminución de la elasticidad estimada de la riqueza. Otro efecto es la reducción en el coeficiente de los tipos de interés, prácticamente para todos los países. En el caso de España, sin embargo, no aparecen de forma apreciable los sesgos anteriormente descritos. Sólo es de destacar el alza de la elasticidad consumo-renta de 0,56 a 0,66.

Por último, en el cuadro 2 se comparan los coeficientes de los tipos de interés reales de España con los obtenidos para otros países.

Cuadro 2

ELASTICIDAD DEL CONSUMO DE LAS FAMILIAS AL TIPO DE INGRESOS REAL DESPUES DE IMPUESTOS (Evaluada en el valor medio de la muestra)			
País	Coficiente de regresión	Media del valor absoluto de R-n	ε
Italia	-0,002	4,262	-0,009
Estados Unidos	-0,007	2,473	-0,017
ESPAÑA	-0,001	4,02	-0,006
ESPAÑA (1964-89)	-0,001	3,97	-0,005

Fuente: Cuadro 6 de Tullio y Contesso (1986) y elaboración propia para España.

Dado que esos coeficientes son semielasticidades (pues el consumo se mide en logaritmos y los tipos de interés en niveles), para obtener las elasticidades que ahí aparecen se ha optado por multiplicar el coeficiente estimado por el nivel medio de la variable. Como se observa, la elasticidad del consumo a los tipos de interés, ϵ , es muy pequeña.

IV. PERÍODO 1964-1989

Asimismo, se procedió a estimar esta función para todo el período muestral 1964-1989 para España, con el objetivo de detectar posibles inestabilidades asociadas a esta especificación. Las únicas diferencias con las definiciones utilizadas en la estimación del período 1970-1983 son dos: que se introduce la riqueza contemporánea en lugar de la riqueza retardada, y que se toma la inflación media del año en lugar de la correspondiente a diciembre sobre diciembre para deflactar el tipo de interés nominal, y obtener el tipo de interés real RR. El resultado obtenido por mínimos cuadrados ordinarios se recoge en la primera columna del cuadro 3.

Al comparar estos resultados para todo el período con los presentados en la última fila del cuadro 1 para los años 1970-1983, se observa que las estimaciones puntuales no cambian en exceso. Sin embargo, el estadístico DW muestra sin equívocos la existencia de autocorrelación de orden 1. 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, con el objetivo de contrastar si las relaciones de la ecuación estimada son válidas (esto es, si son relaciones de cointegración), siendo también negativo su resultado. Por tanto, no parece que esta especificación sea adecuada y esté en consonancia con el proceso de generación de los datos.

La observación de los residuos de la ecuación estimada por MCO permite identificar una tendencia a partir de 1987. Por ello, a

Cuadro 3

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 (3,79)	-4,52 (-4,14)	-4,13 (-4,15)	-4,51 (-4,14)
σ	0,016	0,009	0,012	0,011

$t_{87/89} = 0$ 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).

σ : error estándar de la regresión.

continuación se introduce una tendencia lineal de 1987 a 1989, $t_{87/89}$. La introducción de esta tendencia puede justificarse por el hecho de que, por construcción, 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 3.

Este resultado mejora considerablemente el 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. Además, las elasticidades estimadas coinciden con las obtenidas para el período 1970-83.

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. El test de Chow, en este caso, se formula como:

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

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_1 es el número de observaciones de la primera parte y x es el número de parámetros estimados. En la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, el estadístico se distribuye como una F con x y $T_1 - x$ grados de libertad. El valor que adopta el test con los datos de consumo es 12,59 (el valor crítico es 2,90% al 5% de significatividad), por lo que puede rechazarse la hipótesis de que los dos períodos son idénticos.

Sin embargo, este cambio estructural, que requiere la inclusión en la estimación de 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 (variaciones en la tasa de paro (du), tasa de crecimiento de la renta (dy) o de la riqueza (dw), tasa de variación del índice normal de la Bolsa de Madrid (dib), crédito concedido a las personas físicas para adquisición de bienes de consumo duradero (cpc), o la proporción que éste representa sobre el total concedido (cc))³. Asimismo, se consideró que la variación en los precios relativos de la energía ($dpre$) podría contribuir a explicar la evolución del consumo.

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 3. 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 VI la ecuación se muestra estable. Por otra parte, las elasticidades estimadas para la renta y la riqueza no se modifican sensiblemente. Además, el test de Chow proporciona un valor de 4,5 (2,93 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.

Los intentos efectuados 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, de manera que la hipótesis nula de no-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 de cambio estructural toma el valor 3,23 (2,90 es el valor crítico), lo que parece indicar que esta variable tampoco resuelve el problema de la ruptura que se produce a partir de 1986.

Las pruebas realizadas con cc y con los precios relativos de la energía tampoco proporcionan resultados satisfactorios, ya que el test ADF no permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

Un análisis más detallado de lo que ocurre con la función de consumo estimada a lo largo del tiempo puede encontrarse en el cuadro A.9 del apéndice, que se resume en el cuadro 4. La ecuación se muestra como 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

Cuadro 4

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.

embargo, a partir de 1987, se inicia un proceso, que se recoge explícitamente en el test F de cambio estructural, 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 relación estimada no es una relación de equilibrio. Los intentos de capturar este cambio estructural por medio de un cambio en los coeficientes de las variables explicativas no resultaron plenamente satisfactorias, tal como se muestra en el cuadro A.10 del Apéndice.

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, y en ningún caso pasan el test de estabilidad estructural. En realidad, la inclusión de estas dos variables simultáneamente no mejora la estimación, probablemente debido al perfil muy similar que presentan ambas.

V. 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.

Por ello se procede a estimar la misma forma funcional con distintas definiciones de las variables, tanto del lado derecho como del lado izquierdo de la ecuación. En el cuadro 5, se presentan los resultados obtenidos.

FUNCION DE CONSUMO CON DEFINICIONES ALTERNATIVAS DE LAS DISTINTAS VARIABLES								
Datos anuales, España, 1964-1989								
Variable dependiente								
	CND	CND	C	C	C	C	CND	CND
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(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)
ln Y	0,49 (11,98)	0,52 (15,70)	-	-	0,38 (3,81)	0,43 (9,68)	-	-
ln YT	-	-	0,82 (16,78)	0,82 (17,10)	-	-	0,65 (9,92)	0,57 (9,54)
ln W	0,26 (11,20)	0,23 (11,09)	0,13 (5,20)	0,13 (4,97)	-	-	-	-
ln WM	-	-	-	-	0,34 (5,85)	0,29 (11,19)	0,19 (5,52)	0,22 (7,32)
RR	-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)
t _{87/89}	-	0,016 (3,82)	-	0,005 (1,31)	-	0,034 (9,71)	-	0,011 (3,25)
R ²	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99	0,99	0,99
DW	1,10	1,51	1,38	1,46	0,37	1,50	1,15	1,61
ADF	-3,37 (3,79)	-3,73 (4,14)	-4,73 (3,79)	-4,85 (4,14)	-1,19 (3,79)	-3,24 (4,14)	-3,49 (3,79)	-5,11 (4,14)
σ	0,014	0,011	0,011	0,011	0,024	0,011	0,011	0,009

CND: Consumo en bienes no duraderos.

Ver notas cuadro 3.

En las columnas (1) y (2), el consumo privado total ha sido sustituido por el de bienes de consumo no duradero con la serie obtenida en Estrada (1992). Aunque las estimaciones puntuales de los coeficientes de la renta, la riqueza y los tipos de interés son muy similares a los presentados en el cuadro 3, el análisis de los residuos proporciona resultados poco satisfactorios, ya que no superan el test ADF. Por tanto, la utilización del consumo de bienes no duraderos no resuelve por sí sola el problema de cambio estructural planteado.

En cambio, 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 mucho más 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, tal y como ocurrió en el período 1970-83 para muchos países (no para España), 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

$$WM = \frac{ALP + B}{P} + Kpr$$

donde ALP son los activos líquidos en manos del público, B los bonos en poder de los consumidores, P el deflactor implícito del producto interior bruto a precios de mercado y Kpr el stock de capital privado en términos reales.

El resultado se refleja en las columnas (5) y (6) del cuadro 5. 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. El estadístico ADF permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración sólo en el caso de que $t_{87/89}$ aparezca en la especificación.

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 la variables renta, riqueza

y la propia variable a estimar, y, en particular, a los efectos de tal elección sobre la sensibilidad del consumo a los tipos de interés.

Recapitulando lo visto hasta aquí, cabe destacar que los resultados obtenidos para España en el período 1970-83 son similares a los obtenidos para otros países comprendidos en el estudio de Tullio y Contesso. Este hallazgo permite ser optimista en cuanto a las posibilidades de estimar una función de consumo con una especificación más elaborada, pues, a pesar de las inestabilidades e incertidumbres estructurales de la época considerada, las elasticidades estimadas son razonables y están en línea con las obtenidas para otros países. Si se toma todo el período 1964-89, lo dicho con anterioridad sigue siendo válido, excepto por la necesidad de incluir una variable artificial -una tendencia-, a partir del año 1987. A pesar de esta tendencia, las elasticidades estimadas continúan siendo razonables y coinciden con las obtenidas para la submuestra 1970-83.

La necesidad de introducir una variable ficticia a partir de 1987 no resulta muy satisfactoria. Es posible que esta variable artificial refleje una mejora de las expectativas futuras de renta laboral y riqueza, a raíz de la recuperación de los ritmos de crecimiento del empleo y la renta. Además, esta recuperación coincide en el tiempo con otros procesos que podrían haber alentado esta mejora de las expectativas futuras, como pueden ser el ingreso de España en la Comunidad Europea, el boom inmobiliario y bursátil, y el proceso de liberalización financiera. En cualquier caso, hay que destacar que, si las variables explicativas incorporaran adecuadamente expectativas sobre su evolución futura, este tipo de variable artificial no debería aparecer como significativo. En definitiva, lo que se quiere señalar es que el buen ajuste de la ecuación que incorpora la variable artificial no es satisfactorio, pues dicha ecuación apunta hacia la necesidad de una mejor especificación de las variables explicativas y, en particular, hacia un correcto tratamiento de las expectativas de renta y riqueza. Los intentos de captar estos fenómenos con otras variables explicativas

adicionales parecen apuntar a que las variaciones en la tasa de paro o el crédito al consumo contribuyen a explicar la evolución del consumo, lo que puede constituir cierta evidencia de que la innovación financiera ha constituido un elemento importante a la hora de explicar esta evolución.

VI. CORTO Y LARGO PLAZO

Para completar el análisis, a continuación se estima la 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. Una interpretación alternativa de este tipo de modelos se relaciona con la diferencia que podría existir entre lo que se deriva de un comportamiento eminentemente práctico, basado en reglas simples, y uno plenamente racional y su proceso de reconciliación a largo plazo. En el cuadro 6, se recogen los resultados obtenidos bajo este enfoque.

Dados los sesgos que pueden producirse en pequeñas muestras por la aplicación del método en dos etapas de Engle y Granger (1987), se estima el modelo con el mecanismo de corrección de error en una etapa por mínimos cuadrados no lineales.

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

$$\Delta c_t = \sum \alpha_i \Delta y_{ti} + mce [c_{t-1} - \sum \beta_i x_{t-1i}]$$

donde $\Delta c_t = c_{t-1} - c_t$, $\Delta y_{ti} = y_{t-1i} - y_{ti}$ siendo y_i las variables que explican el comportamiento del consumo a corto plazo y x_i las variables

que explican el consumo a largo plazo. En este caso, α_1 es el multiplicador de la variable i en el corto plazo y β_1 es el multiplicador a largo plazo. Bajo esta especificación, el coeficiente mce 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 mce 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.

En la columna (1) del cuadro 6, se presentan los resultados de estimar la dinámica de la función de consumo 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 3, 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 en la columna (2) del cuadro 6, 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.

La inclusión de la variable tendencia empeora notablemente la estimación. En realidad, y tal como se recoge en la columna 3, el

FUNCION DE CONSUMO. DINAMICA A CORTO PLAZO					
ESTIMACION NO LINEAL					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Δy_t	0,75 (8,30)	0,72 (9,48)	0,65 (9,71)	0,59 (7,45)	0,60 (7,66)
Δw_t	-0,11 (0,79)	-	-	-	-
Δr_t	-0,18 (2,01)	-0,17 (2,57)	-0,21 (2,99)	-0,16 (1,92)	-0,13 (2,29)
mce	-0,62 (2,85)	-0,57 (3,35)	-1,21 (4,84)	-0,80 (4,54)	-0,77 (4,97)
Constante	-0,45 (8,53)	-0,45 (9,51)	-0,42 (18,80)	-0,41 (9,04)	-0,39 (11,75)
y_{t-1}	0,47 (8,14)	0,48 (8,89)	0,53 (21,70)	0,52 (10,73)	0,53 (14,18)
w_{t-1}	0,30 (8,99)	0,31 (9,30)	0,25 (15,86)	0,28 (11,71)	0,27 (14,38)
r_{t-1}	0,007 (0,058)	-	-0,09 (1,99)	-0,03 (0,42)	-
$\tau_{87/89}$	-	-	0,023 (5,27)	-	-
du_{t-1}	-	-	-	-1,00 (3,51)	-1,03 (3,59)
\bar{R}^2	0,843	0,853	0,902	0,905	0,909
DW	1,96	2,04	1,81	2,62	2,64
ADF	-4,61 (4,95)	-4,80 (4,95)	-3,90 (4,95)	-6,43 (4,98)	-6,51 (4,95)
σ	0,011	0,011	0,011	0,009	0,008
Cambio estructural	3,71 (2,55)	3,92 (2,63)	-	1,54 (2,59)	1,00 (2,61)

coeficiente del mecanismo de corrección de error alcanza un valor superior a la unidad, que denota la falta de estabilidad de la ecuación, y, por tanto, parece conveniente eliminar esta variable de la especificación a largo plazo. Las estimaciones realizadas incluyendo la primera diferencia de la tendencia en la especificación a corto plazo parecen señalar que sólo en el margen esta variable es significativa. Además, debe tenerse en cuenta que bajo ninguna de estas tres especificaciones los residuos pasan el test de estacionariedad.

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 refleja la ausencia de estabilidad.

VII. 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 o bien una ligazón muy débil (incluso inexistente) entre estas dos variables, o 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 se muestra 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, de tal manera que se ha podido aislar el efecto sustitución de los tipos de interés.

Los resultados obtenidos al estimar la función de consumo en el período 1970-1983 para España están en línea con los obtenidos por Tullio y Contesso (1986) para un grupo de ocho países industrializados. La elasticidad de la renta laboral, con respecto al consumo, se sitúa en torno al 0,5, y, con respecto a la riqueza no humana, en torno al 0,2, valores que se encuentran dentro de la banda obtenida para el resto de los países. Al utilizar la renta total como variable explicativa, la elasticidad obtenida pasa a ser próxima a 0,7, y la de la riqueza se mantiene, aproximadamente, al mismo nivel. El coeficiente del tipo de interés real no altera su valor.

Resultados prácticamente idénticos se obtienen para el período 1964-1989, tal como se recoge en el cuadro 3. La diferencia fundamental con los resultados obtenidos para el período corto son, por una parte, la necesidad de introducir una variable de tendencia que se inicia en 1987, y, por otra, el hecho de que el coeficiente estimado para el tipo de interés real sea próximo a cero cuando la renta total se utiliza como regresor para aproximar la riqueza humana. La elasticidad del consumo, con respecto a la renta laboral, parece situarse en torno a 0,56, mientras que, con respecto a la renta total, alcanza el valor de 0,75. Este aumento se ve compensado por la caída en la elasticidad de la riqueza, que pasa de 0,22 a 0,14. 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. Asimismo, la pérdida de valor del coeficiente de los tipos de interés cuando se utiliza la definición amplia de renta puede justificarse 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 aplicación empírica 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 como queda mejor captada es con una tendencia creciente que se inicia aquel año y termina en 1989, 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. Las consecuencias, sin embargo, son que el coeficiente del tipo de interés reduce notablemente su valor en el largo plazo y que 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 a explicar, 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 por WM, el ajuste empeora significativamente, tanto si se incluye la variable tendencia como si no. 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.

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 reciente deflación 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 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.

Cuadro A.7

FUNCION DE CONSUMO CON RIQUEZA DISPONIBLE DEL TRABAJO											
Datos anuales, 1970-1983											
País	Constante	lnY	lnW(-1)	R	R(-1)	R-n	R(-1)-n(-1)	n(-1)	lnL	R ²	DW
Bélgica	-0,46 (10,64)	0,27 (4,23)	0,75 (7,52)	-	-0,006 (2,16)	-	-	-	-	0,99	2,35
Francia	-1,72 (9,44)	0,20 (2,00)	0,49 (6,12)	-	-0,003 (2,21)	-	-	-	-	0,99	1,83
Alemania	-0,43 (1,59)	0,74 (8,28)	0,18 (3,24)	-0,007 (2,93)	-	-	-	-	-	0,99	1,87
Italia	0,74 (1,33)	0,23 (2,09)	0,37 (2,72)	-	-	-0,002 (3,58)	-	-	1,14 (3,33)	0,99	1,60
Japón	-0,64 (4,03)	0,37 (5,35)	0,32 (4,85)	-	-0,012 (2,64)	-	-	-	-	0,98	2,32
Suecia (1)	-0,84 (2,82)	0,64 (8,79)	0,08 (2,56)	-0,012 (2,09)	-	-	-	-	-	0,97	1,90
Reino Unido	-1,25 (3,67)	0,64 (7,81)	0,20 (2,32)	-	-0,008 (3,71)	-	-	-	-	0,98	1,66
Estados Unidos	-2,19 (4,89)	0,37 (3,48)	0,11 (0,55)	-	-	-	-0,007 (3,55)	-0,010 (4,77)	0,84 (5,99)	0,99	1,30
España	-0,40 (-6,67)	0,56 (8,50)	0,20 (7,05)	-	-	-0,001 (2,63)	-	-	-	0,99	2,32

L es la tasa de actividad

Entre paréntesis estadístico t

Se usaron variables ficticias para algunos países. Los coeficientes y el correspondiente estadístico t fueron:

Bélgica, año 1983, -0,04 (3,86)

Francia, año 1970, -0,02 (2,23)

Japón, año 1973, 0,04 (2,69)

Suecia, año 1982 0,03 (1,50)

Reino Unido, año 1980 -0,02 (2,05)

(1) Para Suecia, la variable riqueza no incluye el stock real de capital, porque no se dispone de esta serie.

Fuente: Cuadro 1 de Tullio y Contesso (1986) y elaboración propia para España.

FUNCION DE CONSUMO CON RIQUEZA DISPONIBLE TOTAL											
Datos anuales, 1970-1983											
País	Constante	lnYt	lnW(-1)	R	R(-1)	R-π	R(-1)-π(-1)	π(-1)	lnL	R ²	DW
Bélgica	-0,36 (6,79)	0,47 (4,65)	0,63 (5,51)	-	-0,005 (1,97)	-	-	-	-	0,99	2,48
Francia	-1,33 (5,64)	0,35 (3,18)	0,44 (6,48)	-	-0,002 (1,96)	-	-	-	-	0,99	1,72
Alemania	-0,06 (0,21)	0,87 (0,61)	0,22 (5,00)	-0,001 (0,69)	-	-	-	-	-	0,99	1,25
Italia	0,47 (1,70)	0,52 (4,39)	0,21 (2,02)	-	-	-0,002 (3,63)	-	-	0,84 (4,61)	0,99	1,69
Japón	-0,84 (6,76)	0,50 (5,35)	0,35 (5,71)	-	-0,009 (2,11)	-	-	-	-	0,98	2,22
Suecia (1)	-0,42 (1,10)	0,83 (7,73)	0,05 (1,37)	-0,002 (0,28)	-	-	-	-	-	0,96	1,59
Reino Unido	-1,27 (3,98)	0,67 (8,36)	0,18 (2,25)	-	-0,003 (1,67)	-	-	-	-	0,98	1,53
Estados Unidos	-1,48 (3,01)	0,41 (3,96)	0,31 (2,01)	-	-	-	-0,007 (3,94)	-0,010 (5,10)	0,63 (4,34)	0,99	1,87
España	-0,39 (8,54)	0,66 (11,20)	0,19 (8,51)	-	-	-0,001 (2,98)	-	-	-	0,99	2,55

L es la tasa de actividad

Entre paréntesis estadístico t

Se usaron variables ficticias para algunos países. Los coeficientes y el correspondiente estadístico t fueron:

Bélgica, año 1983, -0,4 (3,45)

Francia, año 1970, -0,01 (1,26)

Japón, año 1973, 0,02 (1,37)

Suecia, año 1982, 0,02 (0,86)

Reino Unido, año 1980, -0,02 (2,15)

(1) Para Suecia, la variable riqueza no incluye el stock real de capital, porque no se dispone de esta serie.

Fuente: Cuadro 3 de Tullio y Contesseo (1986) y elaboración propia para España.

Cuadro A.9

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	-3,73 (3,79)	0,009	0,02 (3,06)	10,21 (3,06)
1983	0,57 (11,78)	0,22 (6,42)	-0,13 (2,60)	0,997	1,95	-3,82 (-3,78)	0,009	0,03 (3,01)	10,8 (3,01)
1984	0,58 (14,77)	0,21 (8,00)	-0,13 (2,71)	0,997	1,95	-4,00 (3,78)	0,009	0,01 (2,96)	11,35 (2,96)
1985	0,57 (17,81)	0,22 (10,34)	-0,13 (2,80)	0,997	1,97	-4,00 (3,78)	0,009	0,01 (2,93)	11,97 (2,93)
1986	0,57 (20,90)	0,22 (12,97)	-0,13 (2,91)	0,997	1,97	-4,23 (3,78)	0,009	1,25 (2,90)	12,59 (2,90)
1987	0,55 (19,29)	0,23 (13,62)	-0,12 (2,41)	0,997	1,80	-3,94 (3,78)	0,010	4,69 (2,87)	9,45 (2,87)
1988	0,52 (13,83)	0,26 (11,65)	-0,10 (1,54)	0,995	1,20	-2,87 (3,78)	0,013	2,58 (2,84)	2,58 (2,84)
1989	0,51 (11,36)	0,27 (10,58)	-0,08 (1,07)	0,99	0,82	-2,30 (3,79)	0,016	-	-

Resultados de la estimación de la función:

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 w_t + \alpha_3 r r_t + \epsilon_t$$

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

F₁: test de cambio estructural por la inclusión de un año más en la muestra.

F₂: test de cambio estructural con respecto a todo el período muestral 1964-1989.

Ver notas al cuadro 3.

CONTRASTE DE CAMBIOS EN LOS VALORES DE LOS COEFICIENTES					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	-0,39 (15,78)	-0,39 (12,71)	-0,39 (14,50)	-0,39 (12,27)	-0,39 (-15,85)
Y	0,57 (20,90)	0,57 (16,98)	0,58 (19,61)	0,57 (16,27)	0,57 (20,92)
W	0,22 (12,97)	0,22 (10,50)	0,22 (11,87)	0,22 (10,10)	0,22 (13,03)
RR	-0,13 (2,91)	-0,13 (-2,36)	-	-0,13 (2,24)	-0,13 (-2,94)
YD	-0,28 (0,73)	-0,05 (4,94)	-	-	0,09 (2,16)
WD	0,21 (0,77)	-	0,18 (6,18)	-	0,45 (3,49)
RRD	-4,59 (0,96)	-	-0,14 (2,77)	0,76 (4,58)	-
R^2	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
DW	1,97	1,90	2,05	1,87	2,03
ADF	-4,56	-4,91	-4,80	-4,85	-4,52
σ	0,009	0,011	0,009	0,011	0,009

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:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 w_t + \alpha_3 rr_t + \alpha_4 dy_t + \alpha_5 dw_t + \alpha_6 drr_t + \epsilon_t$$

para el período 1964-1989.

NOTAS

- 1 No es del todo adecuado hablar de significatividad estadística cuando se está dentro de un marco de análisis de cointegración como ocurre aquí, ya que, si las variables no están cointegradas, se desconoce a priori la distribución de los coeficientes. Sin embargo, se mantiene este criterio en esta parte del trabajo para permitir la comparación con los resultados obtenidos para otros países.

- 2 Para una definición más detallada de cada una de las variables, véase Argimón, González-Páramo y Roldán (1991).

- 3 Debe tenerse en cuenta que la serie sobre el crédito por finalidades sólo está disponible desde 1982 y que, aunque los niveles de esta variable son muy reducidos en 1983 y 1982, la hipótesis adoptada aquí de que toma valor cero hasta aquel año puede ser muy restrictiva.

BIBLIOGRAFIA

- 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. Nº 44. pp. 173-212.
- Argimón, I., González-Páramo, J.M. y Roldán, J.M. (1991) "Ahorro y tipos de interés: una aproximación empírica". Documento EC/85/1991. 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.
- Engle, R. y Granger, C. (1987) "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing". Econometrica 49. Vol 55.2.
- Estrada, A. (1992) "Una serie de gasto en bienes de consumo duradero para la economía española". De próxima aparición como Documento de Trabajo del Servicio de Estudios del 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.
- Gylfason, T. (1981) "Interest rates, inflation and the aggregate consumption function". Review of Economics and Statistics. 63. 2. Mayo pp. 233-242.

- Herce, S.A. (1986) "El ahorro en España. 1964-1984". Fundación Empresa Pública. Documento de Trabajo 8610.
- Martin, 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. Nº 42.
- McKinnon, J. (1990) "Critical values for cointegration test". 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) "Moisees. 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. Vol 71. Septiembre pp. 533-544.
- Summers, L.H. (1982) "Tax policy, the rate of return, and savings". NBER Working Paper Nº 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. Nº 51. Diciembre.
- Zabalza, A. y Andrés, J. (1991) "¿Afecta la fiscalidad al ahorro?" Moneda y Crédito 192. pp. 41-75.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 8901 **M^a de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churrua y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.
- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9101 **Javier Valles:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Valles:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M^a Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.

- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).
- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.
- 9121 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Issues on Fiscal Policy in Spain.
- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Angel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1989 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid