

LA RELACIÓN
ENTRE EL CONSUMO
Y LA RENTA
EN ESPAÑA: UN
MODELO EMPÍRICO
CON DATOS
AGREGADOS

Ángel Estrada y David López-Salido

LA RELACIÓN ENTRE EL CONSUMO Y LA RENTA EN ESPAÑA: UN MODELO EMPÍRICO CON DATOS AGREGADOS

Ángel Estrada y David López-Salido (*)

(*) Agradecemos los comentarios de Samuel Bentolila, Olympia Bover y Rafael Repullo a una versión preliminar, y de los asistentes a sendos seminarios en el CEMFI y en el Banco de España. David López-Salido agradece el apoyo financiero recibido del CEMFI.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9417

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: 84-7793-315-4
Depósito legal: M-22245-1994
Imprenta del Banco de España

Resumen

En este trabajo se contrastan las implicaciones de la Teoría de la Renta Permanente usando datos agregados españoles para el periodo 1970-92. Dos son los principales resultados obtenidos. En primer lugar, se encuentra evidencia de exceso de sensibilidad de la variación del consumo no duradero a la renta. En segundo lugar, existe evidencia de una escasa respuesta del consumo en general, y del componente no duradero en particular, a los shocks en la renta permanente (exceso de suavidad). Para explicar esta paradoja empírica, se presenta y estima un modelo dinámico bivariante estructural para la variación de la renta y la tasa de ahorro. En este contexto se pueden identificar algunos orígenes de la anterior evidencia. Por un lado, se considera la posible existencia de dos tipos de hogares en la economía según su consumo responda a los componentes transitorios o a los de carácter permanente de su renta. Por otro lado, se tiene en cuenta la posible no separabilidad intertemporal de las preferencias. Los datos permiten inclinarse a favor de un modelo en el que entre un 57% y un 67% de los hogares ligan su consumo a la renta transitoria.

1. INTRODUCCIÓN

A lo largo de los últimos años, el estudio del comportamiento dinámico de la renta y del consumo ha sido objeto de atención preferente en la investigación teórica y empírica en macroeconomía. El contraste de las implicaciones que la Teoría de la Renta Permanente impone en la dinámica de las variables antes mencionadas se ha abordado, y aún se continúa haciendo, desde muy diversas ópticas.

En lo relativo al caso español, este análisis empírico ha sido bastante limitado hasta el momento. No obstante, recientemente, ha aparecido un conjunto de estudios que tratan de contrastar esta teoría. Desde un punto de vista microeconómico, conviene señalar los trabajos de Collado (1993), Cutanda (1993) y López-Salido (1993), y en una perspectiva agregada destacan los resultados de Argimón y otros (1993), Dolado y otros (1993) y Estrada (1993). Sin embargo, las perspectivas de estos artículos son distintas y heterogéneas entre sí. Así, a nivel agregado, ninguno de ellos ha pretendido explicar los resultados a la luz de un modelo estructural, de modo que, aun reconociendo su utilidad, la estimación de formas reducidas ha sido el elemento conductor a la hora de entender y analizar sus resultados. Sin renunciar a la consideración de formas reducidas, en este artículo se plantea la estimación de un modelo estructural para el consumo y la renta. Para ello, partiendo del modelo clásico de la renta permanente, se trata de relajar algunas de sus hipótesis para explicar el comportamiento de estas dos variables.

En general, la evidencia internacional señala que el consumo sobrerreacciona ante cambios predecibles en otras variables (exceso de sensibilidad), mientras que parece reaccionar escasamente ante cambios no esperados (exceso de suavidad). Esta paradoja empírica ha tratado de ser justificada desde muy diversas ópticas. Quizás las más interesantes y realistas, en una perspectiva macroeconómica, sean las que se vinculan a la existencia de dos tipos de hogares en la economía: unos, cuyo consumo responde a la renta permanente, y otros que responden a la renta transitoria, es decir, probablemente sujetos a restricciones de liquidez

(véanse Zeldes (1989), Campbell y Mankiw (1989)). En este contexto, la interpretación de la correlación entre cambios en el consumo y en la renta como presencia de restricciones de liquidez solo puede justificarse en condiciones muy restrictivas: que las preferencias sean separables en consumo y ocio, y que, además, la fracción de consumidores restringidos se mantenga constante en el tiempo. Por otro lado, y de forma complementaria, una línea de investigación tradicional que recientemente ha cobrado un mayor interés incide en los efectos de los ajustes no instantáneos del consumo ante variaciones (esperadas e inesperadas) en la renta. Esta literatura está sujeta a diversas interpretaciones. Así, puede entenderse en términos de coste de ajuste (Hendry y otros (1981)) o no separabilidad intertemporal de la función de utilidad, lo cual podría ser indicativo de cierta persistencia inducida por hábitos o durabilidad en el consumo (véase Deaton (1992) capítulo 1, y recientemente Attfield y otros (1992)).

Para contrastar estos modelos, se utilizan series trimestrales per cápita de consumo no duradero, duradero y total; y de renta laboral y disponible para la economía española durante el periodo 1970:1-1992:4. Algunos de los datos han sido elaborados en el Banco de España a partir de información suministrada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y se encuentran descritos en el Apéndice 1 de este artículo.

Los resultados del trabajo pueden resumirse en los siguientes términos:

- las restricciones que la Teoría de la Renta Permanente impone en la evolución de la renta y del consumo se rechazan en España para el periodo analizado.
- existe evidencia de que el gasto en bienes y servicios no duraderos responde escasamente a los shocks en la renta permanente (exceso de suavidad).
- se muestra que entre un 57% y un 67% del gasto no duradero responde a la renta transitoria, lo cual explica el exceso de suavidad antes comentado.

La estructura del artículo es la siguiente. La sección 2 se utiliza para presentar el modelo teórico. A partir de él, en la sección tercera, se discuten las aproximaciones econométricas, tanto a las formas reducidas como a las estructurales. En la sección cuarta, se presentan y analizan los resultados de las estimaciones. Por último, el artículo finaliza con una sección de conclusiones.

2. EL MARCO TEÓRICO

2.1. Un modelo de referencia. La teoría de la Renta Permanente

El interés del modelo de la Renta Permanente consiste en que permite obtener una formalización para este mismo concepto (y_t^p) (véase Hall (1978) o Campbell y Deaton (1989) para más detalles)¹. Así, se demuestra que:

$$c_t = y_t^p = r\delta \left[A_t + \sum_{k=0}^{\infty} \delta^k E_t y_{t+k} \right] \quad (1)$$

-
- (1) El hogar representativo maximiza la utilidad descontada a lo largo del tiempo sujeto a la restricción dinámica que determina la evolución de su riqueza. Es decir:

$$\text{Max}_{\{c_t\}} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \delta^k U[C_{t+k}], \text{ sujeto a } [A_t + y_t - c_t] = (1+r)^{-1} A_{t+1}$$

donde A_t es la riqueza financiera, y_t es la renta laboral y c_t es el consumo (real) del agente, estando todas estas variables fechadas al final del período y siendo r el tipo de interés real. Se supone que los tipos de interés son iguales a la tasa de descuento intertemporal, de modo que se verifica que $\delta = (1+r)^{-1}$. Se supone, además, separabilidad entre el consumo duradero y no duradero, así como entre ambos tipos de consumo y ocio. Por último, E_t denota la habitual esperanza condicionada del agente a su conjunto de información disponible, que denotamos por Ω_t .

la renta permanente es el valor actual (descontado) del flujo esperado de renta futura. Con este modelo es fácil demostrar que el consumo sigue un proceso estocástico denominado martingala: su variación es ortogonal a las variables contenidas en el conjunto de información de los agentes. Formalmente, esto quiere decir que $E(\Delta c_{t+1} | \Omega_t) = 0$, toda vez que estas variables han sido ya incorporadas por el agente en su proceso de toma de decisiones. Desde otro punto de vista, y enlazado con la anterior afirmación, la expresión (1) puede reescribirse como (véase Flavin (1981))²:

$$\Delta c_t = \Delta y_t^p = r\delta \sum_{k=0}^{\infty} \delta^k (E_t - E_{t-1}) y_{t+k} = \epsilon_{y^p_t} \quad (2)$$

es decir, la variación del consumo es igual a la revisión de las expectativas de la renta futura. Este resultado se obtiene sustituyendo en las condiciones de primer orden del programa del consumidor la restricción presupuestaria intertemporal. En este modelo, dado el momento al que se asigna la realización de las variables, el ahorro (s_t), expresado como la diferencia entre la renta disponible y el consumo total, adoptaría la forma:

$$s_t = y_t^d - c_t = [y_t + r\delta A_t] - c_t \quad (3)$$

(2) A lo largo de esta sección, se presentan los modelos teóricos con las variables en niveles. Con ello se pretende responder a un doble objetivo. Por un lado, ser fieles a su formulación original; por otro, garantizar la mayor claridad posible a la hora de extraer consecuencias en términos de las relaciones entre el consumo y la renta. No obstante, el uso de datos agregados para la contrastación del modelo conduce a la presentación en el Apéndice 3 de una reformulación log-lineal del mismo, que no afecta a la discusión del modelo.

Esta última definición, junto con la (1), permite expresar el ahorro como una función de las expectativas de variación de las rentas futuras (Campbell (1987)):

$$s_t = -\sum_{k=1}^{\infty} \delta^k E \left[\Delta y_{t+k} \mid \Omega_t \right] \quad (4)$$

lo cual tiene importantes implicaciones desde el punto de vista empírico, puesto que el ahorro revela las expectativas de los agentes: si estos esperan que su renta se reduzca en el futuro, en la hipótesis de la renta permanente, el consumo corriente debería disminuir, aumentando el ahorro para acomodar las mencionadas expectativas en el futuro (y a la inversa).

Para contrastar este modelo, se han utilizado algunas de las condiciones antes presentadas (expresión (2)). De este modo, no debe existir respuesta del consumo a la renta desfasada (exceso de sensibilidad), dado que la condición de martingala garantiza la ortogonalidad de la variación del consumo respecto a cualquier variable contenida en el conjunto de información de los agentes. Por otro lado, esta teoría implica que (tras tomar varianzas en la expresión (2)) el consumo debe variar en una cantidad determinada: la que viene dada por la volatilidad de la innovación en la renta permanente. Así, existe exceso de suavidad en el consumo cuando se verifica que la variación del consumo presenta menor volatilidad que la innovación en la renta permanente ϵ_{ypt} . Es decir, formalmente, existe exceso de suavidad, si y solo si $\psi = \left[\text{var}(\Delta c_t) / \text{var}(\epsilon_{ypt}) \right]^{1/2} < 1$.

El problema, a la hora de analizar la existencia de exceso de suavidad, reside en la dificultad de obtener un estimador consistente de la ratio ψ , dada la inobservabilidad de su denominador. En la literatura se han propuesto varias formas de abordar tal estimación. Deaton (1987) utiliza la expresión (2) para encontrar, a partir de un proceso univariante para la renta estimado por el econométra, una relación entre la innovación en la renta permanente y la innovación del modelo estimado para la renta (ahora observable). Galí (1991) propone un estimador no paramétrico de

ψ , obtenido a partir de la estimación del espectro normalizado en la frecuencia cero para la variación del consumo. Por último, Campbell y Deaton (1989) presentan una aproximación multivariante, en el que, con la tasa de variación de la renta y la tasa de ahorro, es posible identificar $\text{var}(\epsilon_{ypt})$. Estos métodos serán explicados a lo largo de la sección tercera de este artículo³.

2.2. Un modelo con respuesta a la renta y al consumo transitorios

En este artículo, se pretende ir algo más allá en el análisis de los determinantes del consumo. Para ello, en este apartado, se postula, como hipótesis mantenida, que el consumo responde no solo a los movimientos de la renta permanente (y_t^p), sino también a los de la renta transitoria (y_t^T). Así, se puede formalizar el comportamiento del consumo en los siguientes términos:

$$c_t = \lambda y_t^T + y_t^p \quad (5)$$

En este modelo, λ puede ser interpretado como la propensión marginal del consumo a la renta transitoria (usando una terminología keynesiana), o como la proporción del gasto de consumo que corresponde a los hogares sujetos a restricciones de liquidez⁴, o que, en cualquier caso, la variación de su consumo responde a la variación de su renta transitoria.

La renta transitoria se define como la diferencia entre la renta permanente y la renta disponible: $y_t^T = [y_t + r\delta A_t] - y_t^p$. Tras sustituir la expresión anterior en (5), dada la expresión resultante y la

-
- (3) Conviene señalar que, con las dos últimas aproximaciones, el análisis de la suavidad del consumo a la innovación en la renta permanente tiene en cuenta la diferencia que pueda existir entre el conjunto de información de los hogares y en el que condiciona el econométra.
 - (4) De nuevo, debe recordarse que esta interpretación implica suponer que consumo y ocio son separables y que la fracción de agentes restringidos se mantiene constante en el tiempo.

definición de la renta permanente expresada en (1), se obtiene, al tomar diferencias (véase Flavin (1993)), que la variación del consumo se rige por la siguiente expresión:

$$\Delta c_t = \lambda \Delta y_t + (1-\lambda) \epsilon_{ypt} \quad (6)$$

Así, este modelo garantiza la existencia de exceso de sensibilidad de la variación del consumo corriente a la variación desfasada de la renta. Para demostrarlo, basta computar la siguiente covarianza, a partir de la expresión (6): $COV(\Delta c_t, \Delta y_{t-1}) = \lambda COV(\Delta y_t, \Delta y_{t-1})$. Este producto será igual a cero, solo si el parámetro λ es nulo, y si, como es habitual, existe correlación de primer orden en las primeras diferencias de la renta laboral (véase sección de resultados). De este modo, la propensión marginal del consumo a la renta transitoria es el parámetro clave para entender la existencia de exceso de sensibilidad.

Respecto al análisis de las volatilidades relativas entre el consumo y la innovación en la renta permanente, ahora la ratio ψ puede ser inferior o superior a la unidad. Es decir, a priori, este tipo de modelización es suficientemente flexible para generar tanto exceso de suavidad ($\psi < 1$) como exceso de volatilidad ($\psi > 1$)⁵.

En la literatura empírica sobre el consumo, el asociar la no verificación de la teoría de la Renta Permanente, usando datos agregados, a la existencia de dos tipos de hogares es objeto de severas críticas. Una

(5) Operando en la expresión (6), es posible obtener la siguiente expresión para la ratio de volatilidades ψ :

$$\psi = [(1-\lambda) + \lambda^2 k + 2\lambda(1-\lambda)\rho \sqrt{k}]^{1/2}$$

donde $k = \text{VAR}(\epsilon_{\Delta y}) / \text{VAR}(\epsilon_{ypt})$ y ρ es el coeficiente de correlación de las componentes transitoria y permanente de la renta. Esta ratio puede tomar valores superiores o inferiores a la unidad en función del valor de ρ , k y λ . Dada la no observabilidad de algunos de ellos, la estimación de la ratio ψ no se puede obtener de un análisis uniecuacional. Por ello, en el apartado 3.2. presentamos una forma multiecuacional para identificar la ratio en su conjunto y el parámetro λ de forma separada, aunque no el valor de k y ρ .

de ellas es la relacionada con posibles no separabilidades de la función de utilidad. Por ello, en este artículo se incorpora al modelo anterior la posible no separabilidad intertemporal de la función de utilidad. Así, se presenta un modelo en el que se permite que la respuesta del consumo no sea instantánea ante shocks en la renta, dada la dependencia intertemporal de las preferencias, es decir, se permite la existencia de algún tipo de hábito o durabilidad (según el caso) en las decisiones de consumo.

Desde un punto de vista teórico, existen diferentes posibilidades de considerar esta circunstancia. Tomando la siguiente formulación de la función de utilidad:

$$U(c_t) = (1/2)(b-c_t)^2 + (d/2) (\Delta c_t)^2 \quad (7)$$

previamente sugerida por Attfield y otros (1992), la variación del consumo se rige por la siguiente expresión⁶:

$$\Delta c_t = (1+r) (1-\phi) \Delta c_{t-1} + \phi \epsilon_{yp_t} \quad (8)$$

En este modelo, $E[\Delta c_t / \Omega_{t-1}]$ es distinta de cero si ϕ es distinto de 1, de modo que se puede explicar la no ortogonalidad de la variación contemporánea del consumo respecto a variables retardadas un período.

(6) El parámetro ϕ es una función del parámetro d y del tipo de interés real. Pero, para el análisis objeto de este artículo, ϕ es el parámetro de interés. Este tipo de especificaciones puede obtenerse de igual manera si se considera un modelo simple de hábitos, en el que la función de utilidad sea $U(c_t - \gamma c_{t-1})$, de forma que la regla para el consumo es ahora: $\Delta c_t = \gamma \Delta c_{t-1} + \theta_t$. Se utiliza la aproximación del texto, puesto que el error de la ecuación (8) está directamente relacionado con la innovación de la renta permanente, objeto de interés, de modo que se pueden relacionar los dos modelos presentados.

De igual forma, esta modelización permite computar la ratio de volatilidades relativas ψ como una función de ϕ y del tipo de interés real

$$(\psi = \phi [1 - (1+r)^2(1-\phi)^2]^{-1/2}) .$$
 De nuevo, diferentes parametrizaciones

del modelo permiten obtener tanto exceso de suavidad ($\psi < 1$) como exceso de volatilidad ($\psi > 1$).

Así, consideradas las anteriores expresiones (6) y (8), se puede obtener una nueva expresión para el comportamiento del consumo en los siguientes términos -nótese que en ambos modelos es posible reconocer en el ruido del proceso estocástico la innovación en la renta permanente, ϵ_{yP_t} -:

$$\Delta c_t = (1+r)(1-\phi) \Delta c_{t-1} + \lambda \phi \Delta y_t + (1-\lambda)\phi \epsilon_{yP_t} \quad (9)$$

Es decir, el consumo no solo responde a la renta transitoria, sino que, además, al existir no separabilidad en las preferencias, lo hace de forma progresiva en lugar de instantánea. La respuesta del consumo a los shocks en la renta transitoria y permanente depende fundamentalmente del parámetro ϕ . Este modelo permite identificar ϕ y λ , y, además, anida algunos de los modelos presentados en la literatura, tratándolos de una manera conjunta. Así, en el caso en el que los valores de los parámetros sean $\lambda=0$ (y ϕ es libre), estamos ante un modelo con no separabilidad intertemporal. Por último, el modelo con dos tipos de hogares o de restricciones de liquidez se obtiene en la hipótesis de que $\phi=1$ (y λ es ahora el parámetro libre).

3. CONTRASTANDO EL MODELO TEÓRICO

3.1. Un análisis univariante y uniecuacional

La aproximación univariante al contraste de la teoría de la Renta Permanente requiere suponer que la renta sigue un proceso ARIMA

univariante, el cual permitiría estimar la volatilidad de las innovaciones de la renta y compararla con la de la variación del consumo.

Formalmente, si el proceso univariante para la renta es: $\alpha(L) (y_t - \mu) = \lambda(L) \epsilon_t$, donde el polinomio autorregresivo ($\alpha(L)$) puede tener una raíz unitaria, usando la expresión (2) es posible encontrar una relación entre la innovación de la renta permanente y la innovación del proceso (ARIMA) de la renta laboral (véanse Hansen y Sargent (1982) y Deaton (1987)):

$$\Delta c_t = r\delta \alpha(\delta)^{-1} \lambda(\delta) \epsilon_t = \hat{\psi}(\Theta, r) \epsilon_t = \epsilon_{ypt} \quad (10)$$

siendo $\alpha(\delta)^{-1}$ y $\lambda(\delta)$ los polinomios de retardos evaluados⁷ en el factor $L = \delta = (1+r)^{-1}$, y Θ un vector genérico de parámetros que depende de las características estocásticas de la renta (a través de la función $\hat{\psi}$). Así, es posible obtener un estimador consistente de $\hat{\psi}(\Theta, r)$, de modo que la ratio de volatilidades (ψ), en la hipótesis de la Renta Permanente, se puede aproximar como: $\hat{\psi} = \hat{\sigma}_{\Delta c} / (\hat{\psi}(\Theta, r) \hat{\sigma}_{\epsilon})$, siendo $\hat{\sigma}_{\epsilon}$ la desviación típica de la innovación del proceso ARIMA para la renta.

También se señaló, en el apartado anterior, que una forma de estimar la ratio ψ de volatilidades, sin imponer ningún comportamiento estocástico para la renta, y permitiendo que el agente utilice cuanta información disponible posea (no necesariamente la misma que el econométra)⁸, consiste en aplicar el siguiente resultado obtenido por Gali:

-
- (7) Nótese que, aunque haya una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo, el término $\alpha(\delta)^{-1}$ es invertible, dado que $\delta < 1$ para $r > 0$.
- (8) De forma intuitiva, este contraste es el resultado no solo de analizar el comportamiento de martingala del consumo, sino de imponer, además, que se satisfice la restricción presupuestaria intertemporal. Por tanto, al recaer el análisis de la volatilidad sobre las características estocásticas de la serie Δc_t , se permite que el conjunto de información del agente sea superior al del econométra, dado que, bajo las dos condiciones anteriores, la variación del consumo depende exactamente del ajuste en las expectativas de renta realizado por los hogares (véase expresión (2)).

$$\lim_{r \rightarrow 0} \left[2\pi f_{\Delta c} (0) - V \right] = 0 \quad (11)$$

siendo $f_{\Delta c}(0)$ el valor de la densidad espectral normalizada del proceso Δc_t en frecuencia cero y $V^{-1/2} = \psi$. Por tanto, si se obtiene un estimador consistente de V , ya se dispone de un estimador consistente de la ratio ψ .

En una perspectiva uniecuacional, también es posible analizar la existencia o no de exceso de sensibilidad del consumo a las variaciones corrientes o pasadas del componente predecible de la renta. Para ello se estiman las formas reducidas correspondientes al modelo presentado en la ecuación (9). Es decir, se estiman por variables instrumentales (dada la endogenidad de los regresores q_t), $\Delta c_t = cte + \lambda q_t + v_t$, siendo q_t alguna de las siguientes variables: $\Delta c_{t-1}, \Delta y_t$ (ó Δy_{t-1}) .

3.2. Una aproximación estructural. Hipótesis de contraste e identificación de los parámetros de interés

En este apartado se analiza un modelo multiecuacional dinámico en términos de la ratio de ahorro-renta y la tasa de variación de la renta. Este modelo estructural incorpora las restricciones que el modelo teórico impone en la dinámica de ambas variables. Para ello se utiliza la metodología pionera propuesta por Campbell y Deaton (1989). Así, es posible contrastar tanto el modelo teórico de la Renta Permanente como sus extensiones antes mencionadas. Además, esta metodología permite identificar los parámetros de interés (λ , ϕ y la ratio ψ). Por otro lado, especificando el modelo en estos términos, al usar la variable ahorro, se evita el problema de información omitida para el econométra, de modo que el ahorro es la variable que, si el modelo se mantiene, revela las expectativas de los agentes.

Así, dado el siguiente modelo estructural dinámico expresado en términos vectoriales:

$$X_t = A(L) X_t + U_t \quad (12)$$

donde $X_t = (\Delta \log y_t, s_t / y_t)'$, y $U_t = (u_{1t} \ u_{2t})'$, mientras que la matriz $A(L)$ -de orden $2 \times (2 \times k)$, siendo k el número de retardos de los polinomios $A_j(L)$ y $B_j(L)$ - es de la forma:

$$A(L) = \begin{pmatrix} A_1(L) & A_2(L) \\ B_1(L) & B_2(L) \end{pmatrix} \quad (13)$$

La identificación de los parámetros estructurales viene dada por las restricciones que sobre las matrices $B_j(L)$ imponen los modelos teóricos en términos de los parámetros de los polinomios $A_j(L)$. Estas restricciones suponen la estimación de un sistema dinámico no lineal en los parámetros de interés. Por otro lado, una ventaja de esta aproximación consiste en que el vector U_t de innovaciones del sistema es una función de la innovación en la renta transitoria, de la innovación en la renta permanente (inobservable) y de los parámetros de interés (λ y ϕ). De este modo, la estructura de covarianzas del vector de innovaciones del modelo (12) permite obtener una estimación de la ratio ψ .

Si se parte del modelo más general, en el que existe respuesta del consumo a la renta transitoria, y permitiendo la existencia de ajuste lento (hábitos o consumo transitorio) en el consumo ante shocks en ambos componentes de la renta, es posible, usando el modelo teórico, identificar las siguientes restricciones en la matriz $A(L)$ del sistema (véase Apéndice para una prueba)⁹:

-
- (9) Se está considerando la siguiente descomposición para los polinomios en el operador retardo:

$$Q_1(L) = q_{1,1} + Q'_1(L)$$

$$Q_2(L) = q_{2,1} L + q_{2,2} L^2 + q'_{2,2}(L)$$

$$\begin{aligned}
b_{1,1} &= [(1-\lambda\phi)a_{1,1} + (1+r)(1-\phi)] \\
B'_1(L) &= (1-\lambda\phi)A'_1(L) \\
b_{2,1} &= [a_{2,1}(1-\lambda\phi) + (1+r)\phi] \\
b_{2,2} &= [a_{2,2}(1-\lambda\phi) + (1+r)(1-\phi)] \\
B'_2 &= (1-\lambda\phi)A'_2(L)
\end{aligned} \tag{14}$$

Este conjunto de restricciones identifica los parámetros de interés λ y ϕ y permite, en consecuencia, estimarlos a partir de un sistema dinámico no lineal en aquellos, como resultado de imponer estas restricciones en la matriz $A(L)$. Otra ventaja de las restricciones de identificación es que permite anidar sucesivamente los modelos presentados en este artículo, y, por tanto, realizar contrastes de especificación del modelo restringido frente al irrestringido.

Por otro lado, en el apéndice 3, se muestra cómo el vector U_t es de la forma:

$$U_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \epsilon_{yt} \\ (1-\phi\beta)\epsilon_{yt} - \phi(1-\beta)\epsilon_{ypt} \end{pmatrix} \tag{15}$$

de este modo, tanto

$$\sigma_y^2 (\text{VAR}(\epsilon_{yt})), \sigma_{\epsilon_{pt}}^2 (\text{VAR}(\epsilon_{ypt})) \text{ como } \sigma_{y\epsilon} (\text{COV}(\epsilon_{yt}, \epsilon_{ypt}))$$

donde Q_1 y $q_{1,k}$ deben aplicarse a los polinomios A, B , y a los coeficientes a o b de aquellos polinomios, respectivamente.

están identificadas a partir de la matriz de varianzas-covarianzas, estimada para el vector de innovaciones del sistema $(\hat{\Omega})$.

4. RESULTADOS

4.1. Análisis univariante y uniecuacional. Formas reducidas

En este apartado se analiza, con una perspectiva univariante y uniecuacional, si las predicciones del modelo teórico de la Renta Permanente se satisfacen para el periodo 70:1-92:4. Para ello, se contrastan, en este primer apartado, las implicaciones del modelo en términos del análisis de la volatilidad relativa de la variación del consumo a la innovación en la renta permanente. Posteriormente, se considerará el exceso de sensibilidad del consumo.

4.1.1. Volatilidad del consumo no duradero ante shocks en la renta

Para analizar la suavidad/volatilidad relativa del consumo, en primer lugar se estima el proceso estocástico univariante que caracteriza a la renta. El cuadro 1 presenta un resumen de los modelos ARIMA estimados para los diferentes tipos de renta considerados en este artículo (véase apéndice 1). Todas las series son integradas de orden uno¹⁰ y presentan gran similitud en sus características estocásticas. En todas ellas aparece un cierto componente estacional, pero no existe evidencia de integrabilidad de orden uno en esta frecuencia.

El cuadro 2 presenta la estimación del término $\hat{v}(\Theta, r)$ para distintas hipótesis sobre el valor de los tipos de interés, y de la ratio $\hat{\sigma}_{\Delta c}/\hat{\sigma}_{\epsilon}$. De la comparación de los valores teóricos ($\hat{v}(\Theta, r)$) y de los muestrales ($\hat{\sigma}_{\Delta c}/\hat{\sigma}_{\epsilon}$), se deduce la escasa respuesta del consumo ante los shocks que afectan a la renta (exceso de suavidad). Esta circunstancia es robusta, tanto al tipo de renta considerado como a los

(10) Se llevaron a cabo contrastes de Dickey-Fuller aumentados para confirmar esta circunstancia. Los resultados están disponibles para cualquier lector interesado.

diferentes tipos de consumo: total y no duradero. Para el consumo total, los resultados son consistentes con los obtenidos en Dolado y otros (1993), aunque ahora, con esta estructura teórica detrás, el aparente exceso de volatilidad (la ratio es superior a uno considerando la renta disponible) debe ser interpretado como un claro exceso de suavidad, en términos de las predicciones de la Renta Permanente.

Una posible crítica a la anterior estimación de la ratio ψ reside en el hecho de que para su cálculo se considera que la única información utilizada por los agentes al determinar su renta futura es la contenida en su propio pasado. Para evitar esta crítica, se estima la ratio ψ a través de las técnicas espectrales apuntadas en el apartado 3. Esta estimación, que recae, en este caso, en las características estocásticas del consumo, permite que el proceso de la renta laboral tenga diferentes tipos de innovaciones que son observables por el hogar representativo y no por el económetra. En el cuadro 4, se presentan los resultados de la estimación utilizando la expresión (11). Los resultados confirman lo anteriormente señalado respecto a la existencia de un claro exceso de suavidad por parte del consumo total y no duradero. Por tanto, las conclusiones son robustas a la existencia de diferencias entre los conjuntos de información. Por último, es de subrayar que estas estimaciones se hallan en consonancia con la evidencia obtenida para Estados Unidos¹¹.

4.1.2. Exceso de sensibilidad del consumo no duradero

En este apartado, se pretende contrastar si el origen de la escasa respuesta del consumo a los shocks en la renta se debe a un fallo en la condición de ortogonalidad, de modo que el consumo no duradero responda a los componentes predecibles de otras variables; es decir, se analiza el modelo más general -expresión 9-.

(11) Existe una amplísima literatura empírica sobre este tema. Véase Deaton (1992), capítulo 3.

En el cuadro 5, se ha estimado, por variables instrumentales, este modelo, tanto con la variación contemporánea como retardada de la renta. De este cuadro parece deducirse que el problema de exceso de suavidad surge como consecuencia de la no separabilidad intertemporal del gasto no duradero, ya que solo ϕ fue significativo. Estos resultados están sujetos a la misma crítica que ya se apuntaba más arriba: es posible que el conjunto de información del agente sea superior al disponible. De hecho, algo que puede inducir a sospechar la existencia de problemas es que las estimaciones obtenidas para el parámetro ϕ son excesivamente elevadas para ser interpretables en los términos descritos. Por ello, en el siguiente apartado, se considera, con un modelo bivalente, esta información adicional.

4.2. Análisis estructural. Un modelo bivalente para el ahorro y la renta

En este apartado, se profundiza en los resultados del punto precedente considerando que el conjunto de información del económetra es menor o igual que el del hogar. Esto es posible si se tiene en cuenta que la variable de ahorro, utilizada ahora en los contrastes, revela las expectativas de renta futura de los agentes.

Para delimitar cuáles pueden ser los orígenes del exceso de suavidad, en el cuadro 6 hemos estimado el modelo general usando el sistema dinámico bivalente (expresión (12)) y considerando las restricciones en los parámetros de la expresión (14). Este cuadro presenta estimaciones de los parámetros de interés (proporciones λ y ϕ , y ratio de volatilidades ψ), así como los contrastes de la ratio de verosimilitudes de los modelos restringidos frente a un modelo no restringido (test LR), considerando un retardo en la renta y en el ahorro. En las estimaciones se ha tomado como renta laboral la tercera definición, y como ahorro, la renta disponible menos el gasto no duradero. Esto es así para seguir fielmente el modelo teórico; no obstante, los resultados no varían al considerar tanto otros tipos de renta como el ahorro en términos de la diferencia entre consumo total y la renta disponible.

En la primera fila del cuadro 6, aparecen las estimaciones del modelo general, permitiendo la no separabilidad en las preferencias y la existencia de una proporción del consumo que responde a movimientos en la renta transitoria. Los parámetros estimados fueron claramente significativos y difieren de los obtenidos a nivel uniecuacional. Parece que existe una clara evidencia de respuesta del consumo a la renta transitoria, mientras, por el contrario, la persistencia en el consumo es muy reducida. Este resultado de exceso de sensibilidad implica una ratio de volatilidad del consumo respecto a la innovación a la renta permanente menor que la unidad, explicando la evidencia de exceso de suavidad anteriormente obtenida¹².

A partir de estos resultados iniciales, las filas segunda y tercera del cuadro 6 presentan algunos resultados complementarios. En primer lugar, considerando el modelo con no separabilidad intertemporal, no se puede rechazar la hipótesis nula de que $\phi=1$, ya que el p-valor para el test LR frente al modelo general fue de 0,01 por 100. Sin embargo, considerando un modelo con dos tipos de respuesta por parte del consumo (o dos tipos de hogares en la economía), el parámetro que mide la respuesta a la renta transitoria, λ , fue claramente significativo, y, además, no se puede rechazar este modelo frente al modelo irrestringido (el p-valor del contraste LR es superior al 26 por 100). Este modelo, que explica el exceso de sensibilidad del consumo por la existencia de dos tipos de hogares en la economía, también genera una ratio de suavidad similar a los resultados obtenidos del análisis univariante y computados en el cuadro 3.

Por último, se ha considerado el modelo anterior cuando aumenta la dinámica del sistema estimado. El cuadro 7 confirma la importancia de la respuesta del consumo a la renta transitoria, siendo un factor explicativo tanto del exceso de sensibilidad como del exceso de suavidad, encontrando

(12) Nótese, no obstante, que el efecto conjunto del ajuste progresivo del consumo ante shocks tanto en la renta permanente como en la renta transitoria, genera una ratio de suavidad algo inferior a la obtenida en el cuadro 3.

que una elevada proporción de los movimientos en el consumo responde a las variaciones en la renta laboral.

5. CONCLUSIONES

A nivel internacional, y especialmente para Estados Unidos, existe una extensa literatura que ha contrastado las restricciones que la Teoría de la Renta Permanente impone en la dinámica del consumo (ahorro) y la renta de una economía. En general, reconociendo que a medio y largo plazo esta teoría proporciona un marco adecuado para entender el comportamiento del consumo, en el corto plazo el rechazo de esta hipótesis es bastante generalizado (especialmente con datos agregados). El desacuerdo, a partir de esta evidencia, radica en identificar explicaciones plausibles para este comportamiento. La presencia de restricciones de liquidez, el efecto de la incertidumbre y la existencia de procesos de ajuste no instantáneos en el consumo ante shocks en la renta han sido algunas de las más creíbles y fructíferas líneas de investigación.

En este artículo, se ha utilizado un marco teórico sencillo para entender la dinámica de corto plazo del consumo no duradero y la renta disponible y laboral de la economía española. Así, se ha presentado un modelo dinámico y estructural para el ahorro y la renta, en el que se identifican tanto las restricciones de la Teoría de la Renta Permanente como las impuestas por la consideración de un modelo con dos tipos de hogares en la economía, y el efecto de la no separabilidad en la función de utilidad. Para ser más precisos, se ha permitido que una proporción del consumo no duradero responda a la renta permanente, pero que la otra responda a la renta transitoria. Por otro lado, se han analizado los efectos de la persistencia del consumo transitorio, interpretable en términos de un proceso de ajuste parcial, o de la existencia de algún tipo de hábito (no separabilidad intertemporal) en las decisiones de consumo. Para el contraste de los modelos, se han utilizado series trimestrales per cápita (en pesetas corrientes de 1986) para diferentes tipos de consumo y renta en el período 70:1-92:4.

En una primera aproximación univariante, se obtiene evidencia de que el consumo no duradero presenta una escasa respuesta a los shocks en la renta. Este resultado es robusto al conjunto de información utilizado. La aproximación a partir de formas uniecuacionales, en las que el conjunto de información considerado es inferior al de los agentes, permite deducir que el resultado anterior es consecuencia de la no separabilidad intertemporal de la función de utilidad, aunque el valor del parámetro estimado parece anormalmente elevado. A partir de la aproximación bivalente al modelo, que tiene en cuenta todo el conjunto de información de los agentes, se obtiene evidencia en favor de un modelo con dos tipos de hogares frente a un modelo con no separabilidad intertemporal del consumo no duradero. La importancia del efecto de la renta transitoria en las decisiones de consumo (más del 55% de este responde a aquella) permite explicar el exceso de suavidad. Habitualmente, este resultado se ha interpretado como evidencia de la importancia de las restricciones de liquidez de los consumidores, aunque esta conclusión requiere dos supuestos adicionales: las preferencias son separables en consumo y ocio, y la fracción de agentes restringidos se mantiene constante en el tiempo.

APÉNDICE 1

Descripción de los datos

Los datos utilizados en este trabajo han sido, en un gran parte, elaborados en la Oficina de Coyuntura del Servicio de Estudios del Banco de España, a partir de algunos indicadores del Instituto Nacional de Estadística (INE). Para la construcción del consumo duradero y del no duradero, se partió de la serie de consumo agregado trimestral que proporcionó el INE en el segundo trimestre de 1993. La desagregación se realizó trimestralizando con el procedimiento CHOW-LIN la proporción anual del gasto en bienes duraderos sobre el consumo total. Como indicador de referencia se tomó la proporción (o peso) trimestral que tiene el indicador de disponibilidades¹³ de duraderos sobre el de consumo total.

La obtención de las distintas rentas trimestrales fue ligeramente más complicada. En primer lugar, se obtuvieron las series que se han de trimestralizar en términos anuales: renta disponible neta y tres definiciones para la renta laboral. La primera renta laboral (RL1) incluye únicamente la remuneración de los asalariados, asignándose el mismo salario por persona a los no asalariados. La segunda (RL2) resta a la anterior las cotizaciones sociales y los impuestos directos, y la tercera (RL3) incluye las prestaciones sociales. Los indicadores utilizados para la trimestralización de cada una de ellas fueron la remuneración de asalariados (que resulta de trimestralizar esta partida tomando como indicador el producto de las series desestacionalizadas de asalariados de la EPA y la ganancia media de los trabajadores de la encuesta de salarios) para RL1; la anterior menos las series desestacionalizadas de cotizaciones sociales efectivas a la Seguridad Social e impuestos sobre la renta de las personas físicas para RL2; y, para la renta laboral RL3 y la renta disponible, se añadió la serie desestacionalizada de las prestaciones de la Seguridad Social.

(13) Los indicadores de disponibilidades se construyen como una media ponderada de la producción interior, importaciones y exportaciones.

Las series de tipos de interés corresponden con las elaboradas por Cuenca (1993), siendo los tipos de interés promedio de un agregado crediticio para la economía española¹⁴. Por último, se ha utilizado como variable de riqueza financiera el saldo de la Cuenta Financiera de las familias. Todas las series están en términos per cápita y deflactadas (expresadas en pesetas constantes de 1986).

Las series resultantes se presentan en los gráficos 1.1 - 1.4 y se resumen en los cuadros 1.1 y 1.2, en los que se pueden diferenciar tres etapas en la evolución de los anteriores agregados, que vienen marcadas por las dos crisis del petróleo. El primer periodo se caracteriza por unos elevados ritmos de crecimiento, tanto del consumo no duradero y del duradero, aunque claramente mayor para este segundo agregado, como de las rentas (cuadro 3.1.). En relación con las rentas, el crecimiento medio de la renta disponible solo se vio superado por el de la remuneración de los asalariados. Esto indica, caeteris paribus, que las rentas derivadas de la propiedad, y sobre todo las transferencias del exterior, fueron muy importantes. Nótese que, en este período, aún existía un número elevado de emigrantes en el exterior. Por otro lado, se observa un aumento de la presión fiscal, que solo se vio parcialmente compensado por las prestaciones sociales.

En el segundo período, hubo una reducción generalizada en los ritmos de crecimiento del gasto duradero. Las rentas también se vieron notablemente afectadas, observándose un fuerte efecto negativo por parte de la fiscalidad. En el tercer período, se recuperaron unos elevados ritmos de crecimiento de las rentas y del gasto, sobre todo, nuevamente, de los duraderos.

Por último, en conjunto, la tasa de ahorro se ha ido deteriorando, y ha ido aumentando el peso del gasto en bienes duraderos en el consumo total.

(14) Véase Cuenca (1993) para más detalles.

Cuadro 1.1.

NIVELES

	Gasto No Duradero	Gasto Duradero	Renta Disponible	RL1	RL2	RL3
Total Período						
Media	115.433	15.113	142.724	140.036	110.298	131.664
Dev. Estándar	14.792	2.966,2	15.350	13.903	7.724	11.399
70-I, 74-IV						
Media	96.781	12.771	125.017	122.559	107.846	118.050
Dev. Estándar	7.495,8	1.578	10.661	11.261	8.737,6	10.452
75-I, 84-IV						
Media	112.638	13.774	140.416	141.297	113.251	132.673
Dev. Estándar	1.968,4	773,35	2.898,2	5.067,4	7.125,9	4.383,8
85-I, 92-IV						
Media	130.584	18.250	156.677	149.383	108.141	138.913
Dev. Estándar	11.316	2.734,7	14.093	12.810	6.405	10.565

Cuadro 1.2.

Tasas de variación interanuales

		Gasto No Duradero	Gasto Duradero	Renta Disponible	RL1	RL2	RL3
Total Período							
Media		2,41	3,42	2,17	2,00	0,78	1,75
Desv. Estándar		2,45	6,53	2,99	3,58	3,85	3,50
70-I, 74-IV							
Media		5,30	7,93	5,78	5,88	4,98	5,60
Desv. Estándar		1,49	6,81	2,00	3,68	3,91	3,74
75-I, 84-IV							
Media		0,42	-1,19	-0,23	-0,37	-1,70	-0,56
Desv. Estándar		1,77	3,36	1,71	2,51	2,42	2,22
85-I, 92-IV							
Media		3,45	6,92	3,35	3,04	1,78	2,71
Desv. Estándar		1,14	5,57	1,95	2,21	2,88	2,33

Gráfico 1.1

GASTO EN BIENES DE CONSUMO NO DURADERO
Tasas de variación Interanuales
Ptas. cntes. 1986

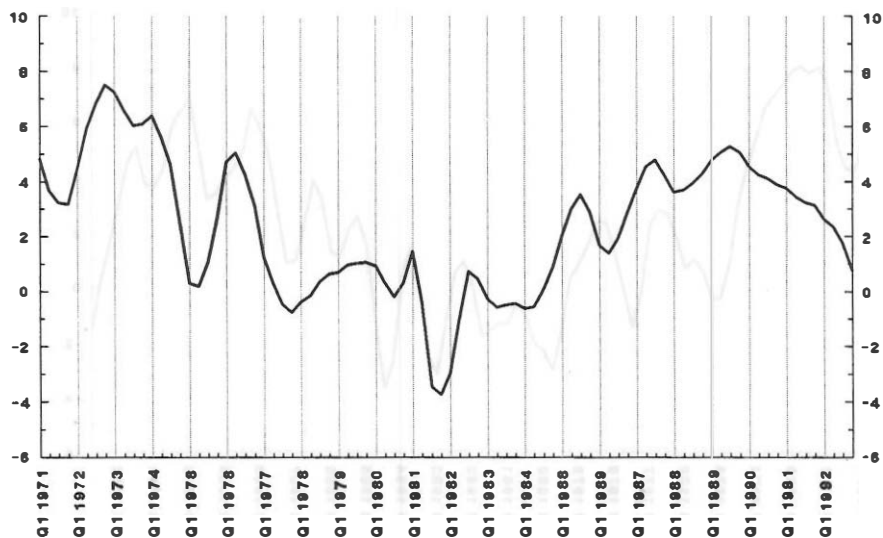


Gráfico 1.2

GASTO EN BIENES DE CONSUMO DURADERO
Tasas de variación Interanuales
Ptas. cntes. 1986

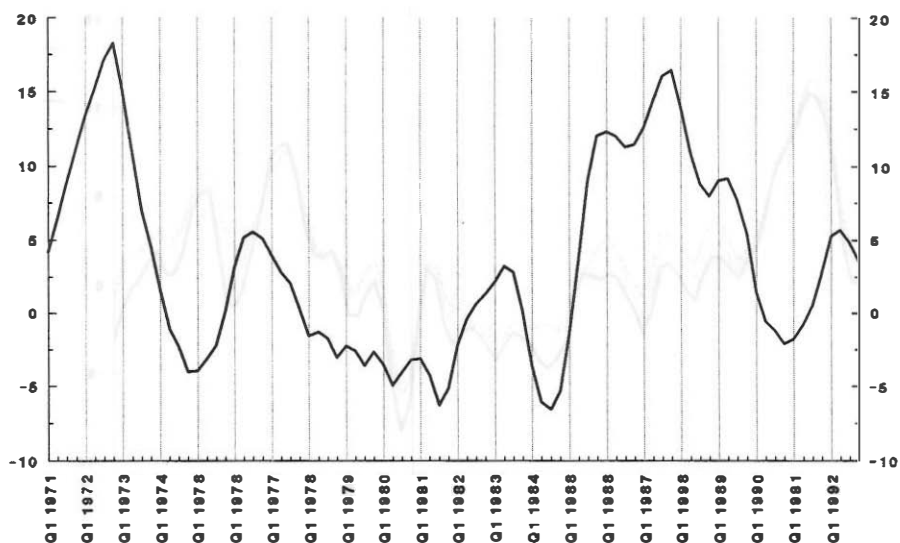


Gráfico 1.3

RENDA NETA DISPONIBLE
Tasas de variación Interanuales
Ptas. cntes. 1986

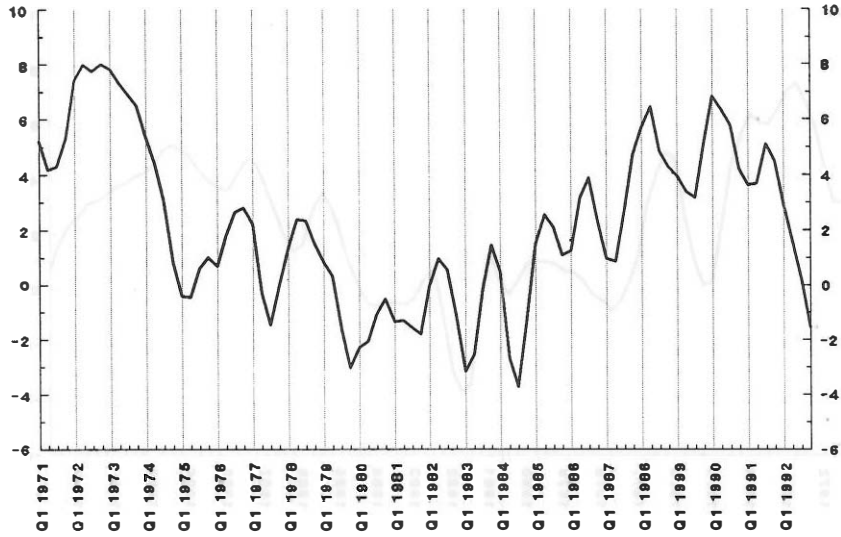
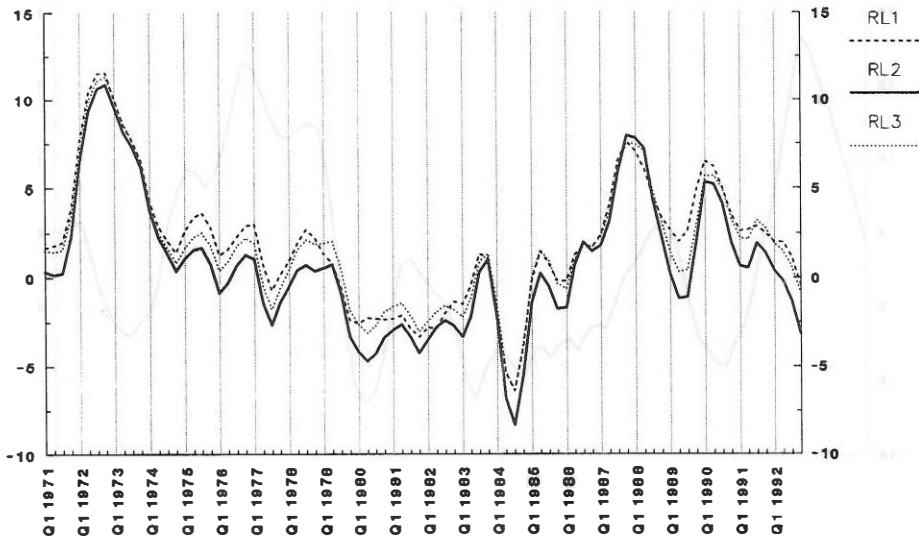


Gráfico 1.4

RENTAS LABORALES
Tasas de variación Interanuales
Ptas. cntes. 1986



APÉNDICE 2

Identificación de los parámetros estructurales

En este apéndice, se obtiene la aproximación lineal a los modelos presentados en el texto. Para ello se utilizaron los resultados presentados en Campbell y Deaton (1989) y Flavin (1989), extendiéndolos al caso presentado en este artículo¹⁵.

Una reexpresión log-lineal de las ecuaciones (2) y (3) del texto (véase Campbell y Deaton (1989)) es:

$$\frac{\Delta c_{t+1}}{y_t} \approx \frac{r}{r-\mu} \sum_{k=1}^{\infty} \rho^k (E_{t+1} - E_t) \Delta \log y_{t+k} \quad (2.1)$$

$$\frac{s_t}{y_t} \approx \sum_{k=1}^{\infty} \rho^k E_t \Delta \log y_{t+k} - \omega \quad (2.2)$$

donde ω es una constante y μ es la tasa de crecimiento de la renta. Una condición necesaria para que se cumplan las anteriores aproximaciones es que $r > \mu$, siendo¹⁶ $\rho = (1+\mu)/(1+r) \approx (1+\mu-r)$.

En estas condiciones, si a la expresión (2.1) se resta la expresión (2.2) desfasada y dividida por ρ , se obtiene:

(15) Haciendo uso de la restricción presupuestaria dinámica, $A_t = (A_{t-1} + y_t - c_t)(1+r)$, y de la expresión (8), se obtiene la siguiente ecuación para el ahorro: $s_t = \Delta y_t + (1+r)s_{t-1} - \Delta c_t$. Basta ahora con imponer las condiciones que los modelos teóricos imponen a la variación del consumo para obtener las restricciones del modelo en niveles. Véase Campbell y Deaton (1989).

(16) Para el período muestral considerado en el artículo (1970:1-1992:4) obtenemos unos valores de $r=2,14\%$, y $\mu=0,388\%$ para la renta laboral y $\mu=0,68\%$ para la renta disponible. Es decir, se satisface la condición.

$$\frac{s_t}{y_t} - \Delta \log y_{t+1} - \frac{s_{t-1}}{\rho y_{t-1}} = \quad (2.3)$$

$$-\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k (E_{t+1} - E_t) \Delta \log y_{t+k} = \epsilon_{ypt}^L = -\frac{\Delta c_t}{y_{t-1}}$$

Esta expresión permite asociar la variable endógena (tasa de ahorro) con la exógena (tasa de variación de la renta disponible) y los shocks en la renta permanente. A partir de ella, es posible formular un modelo bivalente dinámico para la tasa de crecimiento de la renta y la tasa de ahorro en el que contrastar las restricciones derivadas de los modelos para el consumo presentados en el texto.

Si se considera la expresión más general para el consumo (expresión (10)) en la que se permite la existencia de una respuesta no instantánea (ajuste parcial) del consumo a la renta transitoria (componente keynesiana):

$$\Delta c_t = (1+r)(1-\phi)\Delta c_{t-1} + \beta\phi\Delta y_t + (1-\beta)\phi \epsilon_{ypt} \quad (10)$$

Dividiendo la expresión (10) por y_{t-1} , considerando la aproximación

$\Delta \log y_t \approx \frac{\Delta y_t}{y_{t-1}}$, tras sustituirla en (1.3) se obtiene:

$$\frac{s_t}{y_t} - (1-\beta\phi)\Delta \log y_{t+1} - \frac{s_{t-1}}{\rho y_{t-1}} + (1+r)(1-\phi) \frac{\Delta c_t}{y_{t-1}} = \phi(1-\beta)\epsilon_{ypt}^L \quad (2.4)$$

Dados los resultados de Flavin (1993), puesto que su modelo es un caso particular del anterior en el que no existe ajuste parcial ($\phi=1$), se puede obtener el siguiente modelo dinámico:

$$\Delta \log y_t = A_{11}(L)\Delta \log y_t + A_{12}(L)\frac{s_t}{y_t} + \epsilon_{yt} \quad (2.5)$$

$$\frac{s_t}{y_t} = (1-\beta\phi)A_{11}(L)\Delta\log y_t + [A_{12}(L)(1-\beta\phi)+(1+r)L] \frac{s_t}{y_t} + (1+r)(1-\phi) \frac{\Delta c_{t-1}}{y_{t-1}} + (1-\beta\phi)\epsilon_{y_t} - (1-\beta)\phi\epsilon_{y_{t-1}}^L \quad (2.6)$$

Este modelo difiere de los comentados en los anteriores artículos por la presencia del término de ajuste parcial en la ecuación de ahorro. Dado que en el lado derecho existirá clara multicolinealidad entre los

regresores $\Delta\log y_{t-1}$ y el término $\frac{\Delta c_{t-1}}{y_{t-1}}$, sumando y restando en la ecuación anterior $(1+r)(1-\phi) \frac{\Delta y_{t-1}}{y_{t-1}}$, se obtiene la siguiente expresión¹⁸:

$$\begin{aligned} \frac{s_t}{y_t} = & \left[(1-\beta\phi) a_{11,1} + (1+r)(1-\phi) \right] \Delta\log y_{t-1} + (1-\beta\phi) A'_{11}(L) \Delta\log y_{t-1} + \\ & \left[a_{12,1}(1-\beta\phi) + (1+r)\phi \right] \frac{s_{t-1}}{y_{t-1}} + \left[a_{12,2}(1-\beta\phi) + (1+r)(1-\phi) \right] \frac{s_{t-2}}{y_{t-2}} + \\ & (1-\beta\phi) A'_{12}(L) \frac{s_{t-2}}{y_{t-2}} + (1-\beta\phi)\epsilon_{y_t} - (1-\beta)\phi\epsilon_{y_{t-1}}^L \end{aligned} \quad (2.7)$$

(17) Con los datos de que se dispone para España (1970:1-1992:4), el coeficiente de correlación simple entre estas dos series es superior a 0,90.

(18) Se considera la aproximación $\Delta\log y_{t-1} \approx -\frac{\Delta y_{t-1}}{y_{t-1}}$ anteriormente señalada, y $\frac{s_{t-2}}{y_{t-2}} \approx \frac{s_{t-2}}{y_{t-1}}$. Esta última aproximación no parece restrictiva, al menos para los datos utilizados en este artículo, toda vez que la correlación simple entre ambas variables es 0,99.

Por tanto, si se considera el siguiente modelo bivalente irrestringido:

$$\begin{pmatrix} \Delta \log y_t \\ s_t/y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1(L) & A_1(L) \\ B_1(L) & B_1(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \log y_t \\ s_t/y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (2.8)$$

es fácil obtener que el modelo presentado (expresiones (2.5) y (2.7)) impone el siguiente conjunto de restricciones entre los parámetros:

$$\begin{aligned} b_{1,1} &= [(1-\beta\phi)a_{1,1} + (1+r)(1-\phi)] \\ B'_1(L) &= (1-\beta\phi) A'_1(L) \\ b_{2,1} &= [a_{2,1}(1-\beta\phi) + (1+r)\phi] \\ b_{2,2} &= [a_{2,2}(1-\beta\phi) + (1+r)(1-\phi)] \\ b'_2(L) &= (1-\beta\phi) A'_2(L) \end{aligned}$$

que son las presentadas en el texto (expresión (14)).

Por otro lado, a partir de la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos, se puede obtener un estimador para la varianza del shock en la renta permanente con la que poder analizar la relación ψ presentada en el texto

Sea $E(u'_t u_t) = \Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & - \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$; entonces, usando las igualdades

entre los shocks del modelo bivalente restringido e irrestringido:

$$\begin{cases} u_{1t} = \epsilon_{yt} \\ u_{2t} = (1-\beta\phi)\epsilon_{ut} + \phi(1-\beta)\epsilon_{ypt} \end{cases}, \text{ se demuestra que:}$$

$$\text{VAR}(\epsilon_{yt}) = \sigma_1^2$$

$$\text{VAR}(\epsilon_{ypt}^L) = \frac{\sigma_2^2 + (1-\beta\phi)(1-2\phi\beta)\sigma_1^2 - 2(1-\phi\beta)\sigma_{12}}{\phi^2(1-\beta)^2}$$

$$\text{COV}(\epsilon_{ypt}^L, \epsilon_{yt}) = \frac{(1-\phi\beta)\sigma_1^2 - \sigma_{12}}{\phi(1-\beta)}$$

Cuadro 1

Procesos ARIMA univariantes para la renta (logs)

Parámetros	Renta Disponible	Renta Laboral		
		RL1	RL2	RL3
ϕ_1	-0,890 (9,110)	-0,370 (5,210)	-0,390 (4,280)	-0,430 (4,850)
ϕ_2	0,470 (4,850)			
θ_1		0,980 (8,070)	0,680 (4,880)	0,670 (4,810)
θ_4	0,390 (3,360)	0,310 (4,150)	0,270 (3,030)	0,250 (2,760)
Estadísticos				
σ (%)	0,74	0,61	0,84	0,71
DW	1,97	1,97	1,90	1,88
Q (12)	15,25 (0,23)	14,64 (0,26)	20,27 (0,07)	16,89 (0,15)
Q (8)	8,87 (0,35)	8,96 (0,35)	13,46 (0,10)	11,32 (0,18)
Q (4)	0,99 (0,91)	4,76 (0,31)	6,82 (0,15)	5,11 (0,28)

Nota: Valor del estadístico T-Student entre paréntesis. Los estadísticos Q(DF) de Box-Pierce para analizar la correlación de orden DF de los residuos, se distribuyen como χ^2_{DF} . P-valores debajo de estos estadísticos. El proceso estimado para la renta se corresponde con el modelo ARIMA:

$$(1-\phi_1L-\phi_2L^2)(\Delta \log y_t - \mu) = (1+\theta_1L)(1+\theta_4L^4)\epsilon_t$$

Cuadro 2

**Comparación de volatilidades relativas del consumo en
relación a un shock en diferentes tipos de renta**
(Análisis en el dominio temporal)

Renta Considerada	Ratio de Volatilidad		Ratio Estimada	
	Teórica: $\hat{\theta}(\theta, r)$		muestralmente: $\hat{\sigma}_{\Delta c} / \hat{\sigma}_{\epsilon}$	
	r=1%	r=2,14%	C.T.	C.N.D.
Disponible	2,425	2,396	1,110	0,949
Laboral 1	2,746	2,730	0,962	0,811
Laboral 2	3,591	3,513	0,870	0,732
Laboral 3	3,542	3,467	0,866	0,731

Nota: La ratio media de consumo no duradero sobre el total en el período considerado es de 0,8843. Para el período considerado, las tasas de crecimiento medias (μ), en tanto por ciento, de cada una de las rentas son 0,53, 0,47, 0,16 y 0,20 para la renta disponible, y las rentas laborales 1, 2 y 3, respectivamente. El tipo de interés real medio del período ha sido del 2,14%.

Cuadro 3

Aproximación a la ratio $\hat{\psi}$ en el dominio temporal

Renta Considerada	Tipos de Consumo	
	C T	C N D
Disponible	0,463	0,396
Laboral 1	0,352	0,300
Laboral 2	0,248	0,208
Laboral 3	0,256	0,211

Nota: El estadístico presentado en este cuadro es una función de los valores presentados en el cuadro 2. Es decir, $\hat{\psi} = (\hat{\sigma}_{\Delta c} / \hat{\sigma}_{\epsilon}) [\hat{\theta}(\theta, r)]^{-1}$. Este cuadro ha sido calculado para la hipótesis de r=2,14%. Los resultados no se alteran significativamente si consideramos r=1%.

Cuadro 4

Estimaciones del estadístico $\hat{\psi}$ de forma no paramétrica*

(Análisis en el dominio de la frecuencia)

Amplitud de la ventana	Tipos de consumo	
	C T	C N D
10	0,445 (0,085)	0,478 (0,091)
20	0,373 (0,101)	0,408 (0,110)
30	0,376 (0,125)	0,411 (0,136)
40	0,423 (0,162)	0,463 (0,177)

Nota: Errores estándares entre paréntesis, obtenidos por el método delta a partir de la estimación de V.

* A partir de la expresión (11), se deduce que un estimador (consistente) de V es $2\pi f_{\Delta c}^2(0)$. Así, para obtener un estimador paramétrico de $2\pi f_{\Delta c}^2(0)$, utilizamos el estimador de Barlett (véase Priestley (1981)):

$$2\pi \hat{f}_{\Delta c}^2(0) = 1 + 2 \sum_{j=1}^k [1 - j/(k+1)] \hat{\rho}_j$$

donde $\hat{\rho}_j$ representa el coeficiente de autocorrelación de orden j de la serie de las primeras diferencias del consumo no duradero (Δc_t) -véanse Campbell y Deaton (1989) y Galí (1991), (1992) para una discusión sobre los sesgos en pequeñas muestras de estos estimadores- y k es la amplitud de la ventana del estimador.

Cuadro 5

Modelo con respuesta al consumo y a la renta transitorios

$\Delta \log c_t = cte + (1+r) (1-\phi) \Delta \log c_{t-1} + \phi \lambda \Delta \log Y_t + v_t$					
	$\hat{\lambda}$ (s.e.)	$\hat{\phi}$ (s.e.)	DW	\bar{R}^2	Estadístico de Sargan (p-valor)
VI (1)	-0,43 (0,44)	0,38 (0,17)	1,29	0,60	4,49 (0,99)
VI (2)	-0,20 (0,42)	0,26 (0,14)	1,70	0,69	13,88 (0,93)
VI (3)	-0,09 (0,33)	0,27 (0,12)	1,67	0,70	19,88 (0,94)
$\Delta \log c_t = cte + (1+r) (1-\bar{\phi}) \Delta \log c_{t-1} + \bar{\phi} \gamma \Delta \log Y_{t-1} + v_t$					
	$\hat{\gamma}$ (s.e.)	$\hat{\bar{\phi}}$ (s.e.)	DW	\bar{R}^2	Estadístico de Sargan (p-valor)
VI (1)	-0,03 (0,24)	0,41 (0,17)	1,60	0,67	7,30 (0,95)
VI (2)	0,03 (0,42)	0,30 (0,14)	1,74	0,70	14,92 (0,90)
VI (3)	0,09 (0,33)	0,31 (0,13)	1,70	0,71	20,39 (0,93)

Nota: Los resultados se corresponden con el modelo estimado para consumo no duradero y renta disponible. Los resultados se mantienen cuando se considera cualquiera de los tipos de la renta laboral presentados en el artículo. Los modelos han sido estimados considerando distintos grupos de variables instrumentales (VI). Así VI (1) incluye constante, $\Delta \log c_{t-2}$, $\Delta \log c_{t-8}$, $\Delta \log Y_{t-2}$, $\Delta \log Y_{t-8}$, mientras que el conjunto VI(2)

incluye VI (1) más r_{t-2} ... r_{t-8} (siendo r el tipo de interés real). Por último, VI (3)

incluye VI(2) más $\Delta \log RF_{t-2}$... $\Delta \log RF_{t-8}$ (siendo RF una variable de Riqueza Financiera,

en concreto mide los saldos de la Cuenta Financiera de Hogares e Instituciones Privadas sin fines de lucro de la Economía).

Cuadro 6

Estimación modelo dinámico multivariante

Modelo considerado	Parámetros de interés			DW ₁	DW ₂	LR ⁽⁺⁾ (p-valor)
	λ	ϕ	ψ			(%)
Modelo General	0,753 (0,173)	0,946 (0,034)	0,134	1,32	1,29	-
No Separabilidad	0*	1,021 (0,034)	1,021	1,13	1,29	19,45 (0,01)
R. Liquidez	0,612 (0,131)	1*	0,307	1,34	1,34	2,67 (26,30)

Nota: Errores estándares debajo de los estimadores. (*) Coeficientes restringidos. (+) Contraste LR de las restricciones frente al modelo general no restringido. Los resultados se han obtenido en la hipótesis de que $r=1\%$. Los estadísticos DW son los Durbin-Watson de la ecuación de renta (DW₁) y tasa de ahorro (DW₂), respectivamente.

Cuadro 7

Estimaciones del modelo dinámico con dos tipos de hogares

	Renta laboral 1		Renta laboral 2	
	VAR (2)	VAR (5)	VAR (2)	VAR (5)
$\hat{\lambda}$ (s.e.)	0,672 (0,099)	0,577 (0,094)	0,761 (0,109)	0,882 (0,119)
DW1	1,63	1,91	1,29	1,49
DW2	1,16	1,14	1,22	1,27
$\hat{\psi}$	0,401	0,458	0,460	0,519

Nota: Cálculos considerando $r=1\%$. La consideración de Renta Laboral 1 ó 2 depende de cuál hayamos considerado como denominador de la ratio s_t/y_t del sistema dinámico.

BIBLIOGRAFÍA

ARGIMÓN, I.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. Y ROLDÁN, J.M. (1993): "Ahorro, riqueza y tipos de interés en España", Investigaciones Económicas, Vol. XVII(2), Mayo 1993, pp.313-32.

ATTANASIO, O. P. (1994): "The intertemporal allocation of consumption: theory and evidence". Próxima publicación en Carnegie Rochester Conference of Public Policy.

ATTFIELD, C.L.F., DEMERY, D. and DUCK, N.W. (1992): "Partial adjustment and the permanent income hypothesis", European Economic Review, 1205-1222.

CAMPBELL, J. Y. (1987): "Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis"., Econometría, 55, pp. 1249-73.

----- Y DEATON (1989): "Why is consumption so smooth?", Review of Economic Studies, 53, pp. 357-74.

----- Y MANKIW (1989): "Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence", en Olivier J. Blanchard y S. Fischer (eds.), NBER Macroeconomics Annual 1989, Cambridge, Mass. MIT Press, pp. 185-216.

COLLADO, M.D. (1993): "Aggregate shocks and non-separabilities in a life-cycle model", mecanografiado CEMFI.

CUENCA, J.A. (1993): "La construcción de variables financieras para el análisis del sector monetario de la economía española". Mimeo. Servicio de Estudios del Banco de España.

CUTANDA, A. (1993). "Consumo y exceso de sensibilidad a la renta: Evidencia para el caso español a partir de un pseudopanel de la ECPF", mecanografiado, Universidad de Valencia.

DAVIDSON, J.E.H., D. HENDRY, F. SRBA AND S. YEO (1978): "Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom", Economic Journal, 88, 661-92.

DEATON, A. (1992): Understanding Consumption, Oxford University Press.

-----, (1987), "Life cycle models of consumption: Is the evidence consistent with the theory?", en Truman F. Bewley (ed.), *Advances in Econometrics*, Fifth World Congress, Vol.2, Cambridge and New York. Cambridge University Press, 121-48.

DOLADO, J.J., SEBASTIÁN, M. Y VALLÉS, J. (1993): "Ciclypal patterns of Spanish economy" Investigaciones Económicas, vol. XVII(3), pp.445-473.

ESTRADA, A. (1993): "Una función de bienes de consumo duradero para España", Revista Española de Economía, vol. 10, nº 1.

FLAVIN, M. (1993): "The adjustment of consumption to changing expectations about future income", Journal of Political Economy, 89, 974-1009.

-----, (1993): "The excess smoothness of consumption: identification and interpretation", *Review of Economic Studies*, Vol 60 (3), 204, 651-66.

GALI, J. (1990): "Budget constraints and time-series evidence on consumption", American Economic Review, Vol 85 No.5, pp. 1238-53.

GALI, J. (1992): "International evidence on consumption variability"; mecanografiado Universidad de Columbia.

HALL, R.E. (1978): "Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence", Journal of Political Economy, 96, pp.971-87.

HANSEN, L.P. and SARGENT, T. (1981): "A note on Wiener-Kolmogorov forecasting formulas for rational expectations models", Economic Letters, 8, 253-60.

LÓPEZ-SALIDO, J.D. (1993): "Consumo y ciclo vital: Resultados para España con datos de panel", Investigaciones Económicas Vol. XVII (2), mayo 1993, pp. 285-312.

PRIESTLEY, M.B. (1981), Spectral analysis and time series, London Academic Press.

SHILLER, R.J. (1972): "Rational expectations and the structure of interest rates", Tesis Doctoral MIT.

ZELDES, S. (1989): "Consumption and Liquidity constraints: an empirical investigation", Journal of Political Economy, 97, 305-46.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.
- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?
- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Gorio and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy y G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M.ª Jesús Martín:** Series de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **Pedro Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **Pedro Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín y Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el Sistema Monetario Europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9323 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad sectorial: comportamiento cíclico en la economía española.
- 9324 **Juan J. Dolado, Miguel Sebastián y Javier Vallés:** Cyclical patterns of the Spanish economy.
- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.

- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quirós:** El mercado británico de deuda pública.
- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M.ª Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.ª Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.ª Sánchez Sáez y M.ª T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** Building a Monetary Union in Europe: is it worthwhile, where do we stand, and where are we going?
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en desagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario: agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1993 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