

**UN MODELO EMPÍRICO
DE LAS DECISIONES DE GASTO
DE LAS FAMILIAS ESPAÑOLAS**

2005

Teresa Sastre
y José Luis Fernández-Sánchez

**Documentos de Trabajo
N.º 0529**

BANCO DE ESPAÑA



UN MODELO EMPÍRICO DE LAS DECISIONES DE GASTO DE LAS FAMILIAS ESPAÑOLAS

El objetivo de la serie de Documentos de Trabajo es la difusión de estudios originales de investigación en economía y finanzas, sujetos a un proceso de evaluación anónima. Con su publicación, el Banco de España pretende contribuir al análisis económico y al conocimiento de la economía española y de su entorno internacional.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos de Trabajo son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con las del Banco de España o las del Eurosistema.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET, en la dirección <http://www.bde.es>.

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

© BANCO DE ESPAÑA, Madrid, 2005

ISSN: 0213-2710 (edición impresa)

ISSN: 1579-8666 (edición electrónica)

Depósito legal:

Imprenta del Banco de España

UN MODELO EMPÍRICO DE LAS DECISIONES DE GASTO DE LAS FAMILIAS ESPAÑOLAS

Teresa Sastre y José Luis Fernández-Sánchez (*) (**)

BANCO DE ESPAÑA

(*) Banco de España, Servicio de Estudios, Alcalá 48, 28014-Madrid, España. E-mail: tsastre@bde.es y jfernandez@bde.es

(**) Agradecemos los comentarios recibidos de Ángel Estrada, Pilar L'Hotellerie, José Luis Malo de Molina, Fernando Nieto, Ana del Río y Javier Vallés, así como los de un evaluador anónimo y de los participantes en un seminario del Banco de España.

Resumen

Este trabajo presenta un modelo empírico de las decisiones de gasto de las familias españolas –consumo e inversión residencial–. El modelo, que se inscribe en la tradición de los modelos con mecanismo de corrección del error, adopta un enfoque multivariante y consta de varias ecuaciones y varios mecanismos de corrección [vector error correction model (VECM)], que representan las desviaciones respecto a la senda de largo plazo del consumo y de la inversión residencial. Este modelo permite contemplar la existencia de varios mecanismos para reequilibrar el sistema –a través de la renta y de la riqueza–, que son compatibles, en el caso de España, con la existencia de una “función de consumo” tradicional. Junto a la función de consumo, que se modeliza desagregando entre bienes de consumo duradero y no duradero, el modelo incluye una relación de largo plazo para la inversión en vivienda, que es función de la renta de las familias, la riqueza, el tipo de interés real y la variación esperada del precio de la vivienda. El modelo estimado da cuenta de importantes efectos de la riqueza sobre el consumo y la inversión residencial, así como de una notable influencia del tipo de interés real sobre esta última variable y sobre el precio de la vivienda.

Clasificación JEL: E21

Palabras clave: cointegration, consumption, error correction.

Abstract

This paper presents an empirical model of Spanish households' consumption and residential investment spending decisions. The model –designed as a VECM (vector error correction model)– adopts a multivariate approach and has several equations and correction mechanisms, which mark deviations from the long-term path of consumption and residential investment. With this model it is possible to envisage the existence of several mechanisms for re-balancing the system (via consumption, income and wealth) which are compatible, in Spain's case, with the existence of a conventional "consumption function". Along with the consumption function, which is modelled by means of a disaggregation into durable and non-durable consumer goods, the model includes a long-term relationship for investment in housing, which is a function of household income, wealth, the real interest rate and the expected change in the price of housing. The estimated model reports significant wealth effects on consumption and residential investment, and a notable influence of the real interest rate on this latter variable and on the price of housing.

JEL Classification: E21

Key words: cointegration, consumption, error correction

1 Introducción

Las decisiones de gasto de los hogares constituyen un área de especial interés en el análisis macroeconómico debido a su significativa influencia sobre la demanda agregada. Estas decisiones se materializan en el consumo de bienes y servicios y en la adquisición de algunos bienes de inversión –fundamentalmente, adquisición de vivienda–. El objetivo de este trabajo es analizar los factores que determinan estas decisiones de gasto y formular un modelo empírico que explique la determinación de dichas decisiones, en el caso de las familias españolas.

Un antecedente de este estudio es el trabajo de Estrada y Buisán (1999), donde se estiman tres ecuaciones: una para el consumo no duradero, otra para el consumo de bienes duraderos y una tercera para la inversión residencial. Estas estimaciones fueron realizadas con las series de contabilidad nacional SEC79, que eran series ciclo-tendencia. Tras el cambio metodológico que implicó la contabilidad nacional conforme a los criterios del SEC95, que, entre otros aspectos, supuso la disponibilidad de series ajustadas de estacionalidad, resultaba necesario revisar y actualizar esas estimaciones, introduciendo algunas modificaciones que se consideraban necesarias.

Una de estas modificaciones se refiere a la incorporación de la riqueza valorada a precios de mercado. Si bien esto no supone una novedad respecto al trabajo de Estrada y Buisán, sí lo es en relación con el Modelo Trimestral del Banco de España (MTBE)¹. Aunque éste contiene ecuaciones de consumo e inversión residencial, presenta ciertas limitaciones para evaluar el impacto de variaciones en la riqueza, debido a que impone restricciones sobre la definición de esta variable que hacen que no se corresponda con una definición apropiada de riqueza². De ahí la necesidad de estimar un modelo parcial de las decisiones de gasto de los hogares en el que se puedan incorporar definiciones alternativas de riqueza y que sea complementario de este modelo general de la economía española, a modo de “modelo satélite”. Por otro lado, un modelo parcial, más específico del sector de hogares, permite distinguir entre bienes de consumo duraderos y bienes no duraderos, cuya determinación presenta diferencias significativas, desde el punto de vista teórico.

Para la formulación de este modelo se parte de especificaciones estándar que asumen la existencia de una relación de largo plazo entre el consumo, la renta laboral y la riqueza. Este tipo de relaciones ha sido, generalmente, estimado mediante modelos uniecuacionales de mecanismo de corrección del error³. En este trabajo, en cambio, se adopta un enfoque multiecuacional y se estima un modelo con la posibilidad de varios mecanismos de corrección de error para un vector de variables [*vector error correction model* (VECM)].

El trabajo se estructura en seis secciones, además de esta introducción. En la siguiente sección se presentan, de forma estilizada, los fundamentos teóricos más habituales en los estudios empíricos sobre consumo y adquisición de vivienda. La sección tres describe el modelo empírico y su relación con los fundamentos de la sección previa. En la sección cuatro se describen los datos utilizados, mientras que la sección cinco contiene los aspectos fundamentales de la metodología econométrica empleada en la formulación y estimación del modelo, cuyos resultados e interpretación se presentan en la sección seis. La última sección contiene las conclusiones del trabajo.

1. Véase Estrada et al. (2004).

2. En el MTBE la riqueza financiera incluye los activos financieros netos del sector privado, y no solamente la parte correspondiente a las familias. Además la riqueza no financiera está valorada, sólo parcialmente, a precios de mercado, ya que el deflactor de la inversión residencial, que es la variable que aproxima el precio de las viviendas, no incorpora el valor del suelo.

3. En el caso de España existen varios ejemplos: Andrés y Molinas (1990), Estrada (1992), Estrada y Buisán (1999), Balmaseda y Tello (2002) y Estrada et al. (2004).

2 Fundamentos teóricos

2.1 Consumo

De acuerdo con las teorías de determinación de las decisiones de consumo como un proceso de maximización intertemporal de la utilidad del consumidor –la teoría del ciclo vital y de la renta permanente se encuadran en este grupo–, el consumidor se enfrenta al siguiente problema de optimización⁴:

$$\text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i U(C_{t+i}) \quad (1)$$

sujeto a la restricción de balance:

$$A_{t+1} = R_{t+1}(A_t + Y_t^L - C_t) \quad (2)$$

E_t representa el operador de expectativas condicionadas a la información en el momento t , U es la función de utilidad, C es el gasto en consumo, A son los activos o riqueza no humana, Y^L es la renta laboral, $R = (1 + r)$ es el rendimiento real de los activos y ρ es la tasa subjetiva de preferencia temporal. Sustituyendo de forma sucesiva en la expresión (2), tomando esperanzas matemáticas e imponiendo la condición de que los activos son cero al final del período vital, puede obtenerse la restricción presupuestaria a la que se enfrenta el consumidor a lo largo de su vida:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_t C_{t+i}}{(1+r)^i} = A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_t Y_{t+i}^L}{(1+r)^i} \quad (3)$$

Con funciones de utilidad cuadráticas y tipo de interés real constante e igual a la tasa de preferencia intertemporal, Hall⁵ obtuvo que el consumo sigue un proceso de martingala, de modo que $E_t c_{t+i} = c_t$. Si se utiliza este resultado en la restricción de balance (3), puede obtenerse la siguiente expresión para la senda temporal de consumo:

$$C_t = \mu \left[A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_t Y_{t+i}^L}{(1+r)^i} \right], \quad \mu = \frac{r}{1+r} \quad (4)$$

De acuerdo con esta expresión, el consumo es una función lineal de la renta permanente o renta en sentido amplio a lo largo del ciclo vital, que incluye tanto los ingresos presentes y futuros procedentes del trabajo o “riqueza humana” como los provenientes de los activos acumulados o “riqueza no humana”. El parámetro μ es la propensión marginal a consumir, que es función del tipo de interés r , y, en el caso de agentes que viven un número finito de períodos, de ese horizonte temporal⁶. Si se supone que el tipo de interés es constante, la propensión marginal a consumir es constante para cada consumidor, como en (4), y la elasticidad del consumo respecto a la renta permanente es la unidad. Esta es una de las implicaciones más conocidas de la teoría de la renta permanente. En el consumo

4. Se asume que las preferencias son separables intertemporalmente.

5. Véase Hall (1978).

6. Cuando no se verifique $R\rho = 1$, la propensión marginal a consumir depende también de la tasa de preferencia intertemporal ρ , si las preferencias no son cuadráticas, del grado de aversión al riesgo.

agregado, la estabilidad de la propensión marginal depende de cuán estable sea el horizonte temporal medio de la población, es decir, del horizonte temporal medio relevante de los grupos de edad y de la estructura de la población.

Existe otra implicación interesante, destacada por Campbell⁷, que se obtiene de la restricción de balance (3) y de la propiedad de martingala de Hall. Operando en la restricción de balance se obtiene que el ahorro, definido como $S_t = Y_t^D - C_t$, con $Y_t^D = Y_t^L + [r / (1 + r)] A_t$, incorpora una relación negativa con el valor presente descontado de las variaciones de renta esperadas en el futuro:

$$S_t = - \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t \Delta Y_{t+i}^L}{(1+r)^i} \quad (5)$$

Así, situaciones con ahorro positivo corresponden a momentos en los que los consumidores anticipan expectativas de menor crecimiento de sus rentas futuras ("saving for a rainy day"), mientras que momentos de desahorro reflejan expectativas de mayor crecimiento de su renta en el futuro. Además, el crecimiento de la renta está relacionado negativamente con los movimientos del ahorro en períodos anteriores, ya que los consumidores cuentan con información superior sobre sus perspectivas de renta. Aunque, esta implicación se ha derivado a partir de las hipótesis de la renta permanente, como señala Deaton (1992), el hecho de que los consumidores piensen en el futuro, que ahorren para hacer frente a las reducciones previstas de renta y que posean información superior sobre su propia renta son aspectos que, posiblemente, son ciertos en un marco más general, incluso aunque el consumo no sea un paseo aleatorio. Así, en el caso de una economía agregada, la relación negativa entre ahorro y variaciones futuras de la renta puede estar captando el tradicional mecanismo keynesiano según el cual, perturbaciones positivas en el consumo se traducen en aumentos de renta en los períodos posteriores.

Efectivamente, en los trabajos de Ludvigson y sus coautores⁸ se deriva esta implicación, con carácter general para una amplia gama de modelos con "consumidores forward-looking". A partir de una aproximación logarítmica de la restricción presupuestaria (2) y de algunos supuestos sobre estabilidad de determinados ratios, obtienen la siguiente expresión:

$$c_t - \alpha_a a_t - \alpha_y y_t^L \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i \left((1-\nu) r_{t+i} - \Delta c_{t+i} + \nu \Delta y_{t+i}^L \right) \quad (6)$$

Las variables en minúsculas indican la correspondiente transformación logarítmica, $(1 - \nu)$ es la relación A / W en el estado estacionario, siendo W la riqueza total –humana y no humana– y ρ_w es una función de c y w . Si el consumo, la renta y la riqueza son variables integradas de orden uno, el término de la izquierda de la expresión (6) es estacionario, de modo que existe una relación de cointegración –o de largo plazo– entre esas variables. Además, puesto que ambos lados de esta expresión son aproximadamente iguales, las situaciones en las que el consumo es elevado en relación con el valor de equilibrio dado por la riqueza en activos y la renta laboral corresponden, necesariamente, a aumentos esperados en el rendimiento de la riqueza total y/o a un menor crecimiento del consumo en el futuro⁹. Incluso, si los rendimientos esperados de la riqueza humana –la renta vendría a ser el

7. Campbell (1987).

8. Véanse Ludvigson y Steindel (1999) y Lettau y Ludvigson (2001 y 2003).

9. Esta posibilidad fue suscitada en Campbell y Mankiw (1989).

“dividendo” del capital humano– y las variaciones del consumo no fueran muy variables, estas desviaciones podrían estar asociadas con las expectativas de los consumidores sobre dichos rendimientos. En el caso de la economía americana, estos autores han encontrado evidencia de que dichas desviaciones, efectivamente, son informativas de las variaciones en el valor de mercado de los activos en períodos posteriores. Resultados similares se han obtenido también para el Reino Unido¹⁰.

2.2 Estimación de elasticidades o de propensiones marginales a consumir

Es posible a partir de la expresión (4), que determina la senda temporal de consumo bajo los supuestos usuales de la teoría de la renta permanente con expectativas racionales, obtener una ecuación en términos de variables observables, realizando determinadas hipótesis sobre el proceso estocástico de la renta (p. ej., si la renta sigue un paseo aleatorio o, con carácter más general, si la primera diferencia de la renta es un proceso estacionario):

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t^L + \beta_2 A_t + U_t \quad (7)$$

siendo el término de error u_t un proceso estacionario que es función de variaciones futuras de renta. En el modelo más general contemplado por Lettau y Ludvigson, el término de error estacionario incluye, además, el rendimiento esperado de los activos y el crecimiento planeado del consumo. En algunos trabajos se realizan hipótesis más ambigüas (p. ej. la riqueza humana es proporcional a la renta corriente), para poder obtener una expresión como (7), en términos de la renta laboral y el stock de activos.

No obstante, no es factible estimar la expresión (7) con las técnicas econométricas estándar, ya que las variables macroeconómicas como el consumo, la renta y la riqueza presentan, generalmente, una varianza no constante (heteroscedasticidad), que es preciso corregir. Para obtener errores con varianza constante se suelen aplicar tres tipos de transformaciones:

(a) reescalar las variables dividiendo por el nivel de renta¹¹

$$\frac{C_t}{Y_t} = a + b \frac{A_{t-1}}{Y_t} + \frac{\varepsilon_t}{Y_t} \quad (8)$$

(b) reescalar las variables en términos per cápita¹²

$$\frac{C_t}{POP_t} = a \left(\frac{Y_t}{POP_t} \right) + b \left(\frac{A_{t-1}}{POP_{t-1}} \right) + \left(\frac{\varepsilon_t}{POP_{t-1}} \right) \quad (9)$$

siendo POP la población de consumidores;

(c) aplicar la transformación logarítmica a las variables¹³

$$\log C_t = \beta_1 \log Y_t + \beta_2 \log A_{t-1} \quad (10)$$

10. Véase Fernández-Corugedo et al. (2003).

11. Véanse Davis y Palumbo (2001) y Palumbo et al. (2002).

12. Véase Clapham et al. (2002).

13. Véanse Ludvigson y Steindel (1999), Davis y Palumbo (2001), Fernández-Corugedo et al. (2003) y Estrada et al. (2004).

En las dos primeras transformaciones los parámetros que se estiman son las propensiones marginales a consumir de la renta y la riqueza, mientras que, con la transformación logarítmica, los parámetros a estimar son elasticidades. La estimación directa de propensiones marginales a consumir presenta la ventaja de que los parámetros que se suponen invariantes en el tiempo son parámetros más estructurales, que dependen de factores macroeconómicos relativamente estables como el tipo de interés real, la estructura de la población por grupos de edad y el horizonte temporal medio relevante de acuerdo con dichos grupos de edad¹⁴.

La estrategia alternativa de estimar elasticidades y recuperar implícitamente la propensión marginal a consumir (mpc) a partir de las ratios riqueza-consumo y renta-consumo:

$$\text{mpc}_Y = \beta_1 \left(\frac{Y}{C} \right)^{-1} \qquad \text{mpc}_A = \beta_2 \left(\frac{A}{C} \right)^{-1} \qquad (11)$$

plantea dos tipos de problemas. En primer lugar, se apoya en la hipótesis de que las elasticidades son constantes en el tiempo, que es una hipótesis incoherente, especialmente en el caso de la riqueza, si se sostiene, al mismo tiempo, que la propensión marginal es constante y que la ratio riqueza-consumo evoluciona en el tiempo. Necesariamente, la propensión marginal implícita que se obtiene respecto a la riqueza varía en el tiempo, en consonancia con la ratio (A/C). En segundo lugar, debido a los problemas de medición de la riqueza a valor de mercado el hecho de que el valor de mpc dependa crucialmente de la ratio riqueza-consumo, puede introducir importantes errores de medida en la propensión marginal de la riqueza estimada implícitamente.

Sin embargo, cabe introducir algunas matizaciones en esta línea argumental. Así, en algunos países y en determinados períodos temporales, es difícil admitir que el tipo de interés real sea invariante en el tiempo y, en consecuencia, que lo sea la propensión marginal a consumir. Es el caso de países como España en los que se ha producido un proceso de convergencia nominal y de convergencia real que puede hacer evolucionar el tipo de interés real durante el proceso de convergencia. Esa evolución en el tipo de interés incide, a su vez, en el precio de los activos al influir sobre la tasa de descuento de los rendimientos futuros de los mismos, incidiendo, por tanto, en el valor de la riqueza. De este modo, la ratio A/C también varía en el tiempo; generalmente, en sentido contrario al tipo de interés real. Es por ello, que la elasticidad ϵ_{CW} podría ser relativamente estable en unas circunstancias como las descritas.

Esta posibilidad se contempla en los trabajos de Ludvigson, ya mencionados, que se basan en la hipótesis de que el rendimiento esperado de los activos puede variar en el tiempo, en cuyo caso, la propensión marginal a consumir fluctuaría, también, con dichos rendimientos. En tales circunstancias, es posible que una caída en el precio de los activos, originada, por ejemplo, por un aumento de la prima de riesgo implícita en la tasa de descuento, no de lugar a un descenso del consumo, debido al aumento de la propensión

14. Con especificaciones de preferencias no cuadráticas –supuestas por Hall (1978)–, es también razonable suponer que los restantes parámetros que pueden incidir en la mpc (tasa de sustitución intertemporal, grado de aversión al riesgo...) evolucionan lentamente.

marginal a consumir que acompañaría ese aumento esperado del rendimiento de los activos¹⁵.

2.3 Consumo de bienes duraderos y no duraderos

Si se desea modelizar de forma explícita la determinación del gasto en bienes de consumo duradero, es preciso reformular las expresiones anteriores teniendo en cuenta que los consumidores derivan utilidad de los servicios que proporcionan los bienes de consumo y que, en el caso de los bienes duraderos, éstos no pueden identificarse con el gasto de adquirirlos. En el caso de los bienes no duraderos, que se agotan en el mismo período en que se adquieren, se considera que el gasto en dichos bienes aproxima el flujo de servicios que proporcionan. En cambio, los bienes duraderos no se agotan en el mismo período en que son adquiridos, proporcionando una corriente de servicios a lo largo de varios períodos de tiempo, de modo similar a lo que ocurre con un bien de inversión. Para dar cabida a una cierta durabilidad de algunos bienes de consumo, el modelo neoclásico permite obtener expresiones equivalentes a (1), (2) y (3) gracias a la introducción del concepto de coste de uso¹⁶:

$$\text{Max } E_t V = v(C_{t+i}^n, S_{t+i}) \quad (12)$$

sujeto a:

$$A_{t+1} = R_{t+1} (A_t + Y_t^L - P_t^n C_t^n - P_t^d C_t^d) \quad (13-a)$$

$$S_t = S_{t-1} (1 - \delta) + C_t^d \quad (13-b)$$

V es una función de utilidad de carácter general, C_{t+i}^n es el consumo de bienes no duraderos en el período $(t+i)$, S_{t+i} es el stock de bienes duraderos en $(t+i)$, C_{t+i}^d es la adquisición de bienes duraderos en $(t+i)$, P_t^n es el precio de los bienes no duraderos, P_t^d el de los bienes duraderos y δ la tasa de depreciación de los mismos.

En este caso la restricción presupuestaria a la que se enfrenta el consumidor a lo largo de su vida es:

$$E_t \sum_{i=0}^L \rho_i P_{t+i}^n C_{t+i}^n + \sum_{i=0}^L \rho_i \bar{P}_{t+i}^d S_{t+i} + \rho_L A_L = W_t \quad (14)$$

siendo:

$$\bar{P}_t^d = P_t^d - E_t \frac{P_{t+1}^d (1 - \delta)}{(1 + r_{t+1})} \quad (15)$$

$$\rho_i = \frac{1}{\prod_{j=1}^i (1 + r_j)} \quad (16)$$

$$W_t = A_t + P_t^d (1 - \delta) S_{t-1} + E_t \sum_{i=0}^L \rho_i Y_{t+i}^L \quad (17)$$

15. Véase ECB (2005).

16. Se ha adoptado la formulación de Deaton y Muellbauer (1980), con agentes que viven un número de períodos finito.

\bar{P}_t^d es el coste de mantener una unidad de bien duradero por unidad de período, es decir, el coste de uso, r_i es la tasa de descuento en cada período y W_t la riqueza esperada en t a lo largo del ciclo vital, que, en este caso, incluye el stock de bienes duraderos.

La maximización de la expresión (12) sujeto a (13) proporciona las funciones de demanda de bienes duraderos y no duraderos en función de los argumentos ya explicitados anteriormente –riqueza total esperada a lo largo del ciclo vital y tipo de rendimiento de los activos–:

$$C_t^n = (W_t, E_t \rho_t P_{t+i}^n, E_t \rho_t \bar{P}_{t+i}^d) \quad (18)$$

$$S_t = s(W_t, E_t \rho_t P_{t+i}^n, E_t \rho_t \bar{P}_{t+i}^d) \quad (19)$$

$$C_t^d = s(\bullet) - (1 - \delta) S_{t-1} \quad (20)$$

No obstante, existen algunas diferencias con el modelo de consumo agregado. Además de la introducción del concepto de coste de uso, que desempeña un papel similar al del precio de los bienes no duraderos, la distinción entre bienes de consumo duraderos y no duraderos conlleva la necesidad de incorporar los precios relativos como un factor adicional en la determinación de las sendas óptimas de consumo de bienes duraderos y no duraderos.

2.4 Inversión en vivienda

Una función para el stock deseado de vivienda H^D puede obtenerse a partir de la regla de decisión de un consumidor que elige entre servicios de vivienda y un bien de consumo compuesto y maximiza su utilidad a lo largo de varios períodos¹⁷.

$$\text{Max } E_t V = v(C_{t+i}, H_{t+i}) \quad (21)$$

sujeto a:

$$A_{t+1} = R_{t+1} (A_t + Y_t^l - P_t C_t - P_t^H I_t^H) \quad (22-a)$$

$$H_t^D = H_{t-1} (1 - \delta^H) + I_t^H \quad (22-b)$$

V es una función de utilidad de carácter general, C_{t+i} es el consumo del bien compuesto en el período $(t+i)$, H_{t+i} es el stock de vivienda en $(t+i)$, I_t^H es el gasto o inversión en vivienda en t , P_t es el precio del bien de consumo, P_t^H el de las viviendas y δ^H la tasa de depreciación de las mismas.

La maximización de la expresión (21) sujeto a (22) proporciona las condiciones de primer orden, a partir de las cuales se obtiene el stock deseado de viviendas como una función de argumentos similares a los explicitados anteriormente en el caso de los bienes de consumo duradero:

$$H_t^D = h(W_t, E_t \rho_t P_{t+i}, E_t \rho_t \bar{P}_{t+i}^H) \quad (23)$$

17. Véase, por ejemplo, Dougherty y Van Order (1982) o Miles (1994).

siendo:

$$\bar{P}_t^H = P_t^H - E_t \frac{P_{t+1}^H(1-\delta^H)}{(1+r_{t+1})} \quad (24)$$

$$W_t = A_t + P_t^H(1-\delta^H)H_{t-1} + E_t \sum_{i=0}^L \rho_i Y_{t+i}^L \quad (25)$$

donde \bar{P}_t^H es el coste de uso de la vivienda, r_t es la tasa de descuento en cada período y W_t la riqueza esperada en t a lo largo del ciclo vital, que incluye el stock de viviendas. En el caso de consumidores sometidos a restricciones de crédito, el grado de disponibilidad del mismo sería un factor que afectaría al coste de uso, que incluiría un elemento correspondiente al precio-sombra de la restricción.

En la práctica, el coste de uso suele aproximarse por la expresión¹⁸:

$$\bar{P}^H = \left(\frac{P^H}{P} \right) \left(r + \delta_v - E \left(\frac{\Delta P^H}{P} \right)_{+1} \right) \quad (26)$$

siendo P^H / P el precio relativo de una vivienda, r el tipo de interés real neto de impuestos, δ^H la tasa de depreciación y $E \left(\frac{\Delta P^H}{P} \right)_{+1}$ la expectativa de revalorización de la vivienda.

Aplicando la aproximación de Bean (1981), las variables que determinan el stock de capital en el equilibrio estacionario son también las que determinan la demanda de inversión (I^H):

$$I_t^H = h \left(W_t, E_t \rho_i P_{t+i}, E_t \rho_i \bar{P}_{t+i}^H \right) \quad (27)$$

Para completar el análisis es preciso especificar también la oferta de servicios de vivienda:

$$\Delta H = f \left(\frac{P^H}{P}, S \right) - \delta^H H \quad (28)$$

donde $f(\cdot)$ representa la inversión bruta en viviendas y S incorpora los costes de construcción y otros posibles factores que influyen en la oferta. Este tipo de especificación ha sido empleada en diversos estudios, justificándola, en ocasiones, como una q de Tobin aplicada a la inversión residencial. La decisión de invertir en la construcción de viviendas vendría determinada, entonces, por la relación entre el valor de mercado de las mismas dado por el precio (P^H / P) y el coste de construir las.

La descripción de este mercado se completa con una especificación para el precio (P^H / P) como una forma reducida de (24) y (28). Si se supone que el stock de viviendas es relativamente rígido en el corto y medio plazo, es decir, la inversión neta es insignificante en relación con el stock existente, el precio de las viviendas puede obtenerse invirtiendo la ecuación de demanda, condicionada al stock.

18. Véase Miles (1994).

3 Modelo empírico

La aproximación tradicional en la modelización empírica del consumo ha sido la de estimar ecuaciones individuales utilizando modelos con mecanismo de corrección del error. Esta fue la estrategia seguida también en Estrada y Buisán (1999), donde se especifican tres ecuaciones con mecanismo de corrección del error para tres componentes del gasto de los hogares: el consumo de bienes no duraderos, el consumo de bienes duraderos y la inversión interna residencial. En las tres ecuaciones, la relación de largo plazo quedaba definida por una expresión como (7), con diversas agregaciones de activos.

Las variables macroeconómicas como la renta y la riqueza, que mantienen tendencias estocásticas comunes con estos componentes del gasto de los hogares, pueden reaccionar ante desviaciones de la relación de largo plazo, como predicen los modelos de la sección 2 y verse influidas, de manera más o menos cercana, por dichas decisiones de gasto. En un contexto más keynesiano, la renta se ve influida por los componentes de la demanda agregada, consumo e inversión residencial. Por otro lado, la riqueza en activos reales se encuentra dominada por el precio de la vivienda, sobre el cual incide la demanda de servicios de vivienda. Cabe pensar, también, en el precio de los bienes de consumo, que depende de su demanda, y en la riqueza financiera neta, que no es sino la acumulación de flujos de ahorro financiero.

Si se desea formular un modelo empírico de determinación del gasto de los hogares parece, por tanto, necesario prescindir del marco uniecuacional y plantear un modelo de varias ecuaciones. Además de las ecuaciones correspondientes a los diferentes tipos de gasto, pueden ser necesarias ecuaciones para la renta y la riqueza no humana, de acuerdo con la sección anterior, y para otras variables potencialmente endógenas. Se propone, por tanto, un sistema de varias ecuaciones con mecanismo de corrección del error (VECM), que puede verse como una generalización al marco multivariante de los modelos uniecuacionales con mecanismo de corrección del error tradicionales:

$$\Delta z_t = \sum_j \Gamma_j \Delta z_{t-j} + \alpha \beta z_{t-1} + \xi_t \quad (29)$$

siendo z_t un vector de n variables endógenas no estacionarias –se asume $z_t \sim I(1)$ –, β una matriz ($r \times n$) de parámetros que define las r relaciones de largo plazo del sistema, α la matriz ($n \times r$) de coeficientes de ajuste ante las desviaciones de las relaciones de largo plazo, Γ_j son matrices ($n \times n$) de parámetros de corto plazo y ξ_t un vector de n términos de error serialmente incorrelacionados. En principio, dado que el objetivo es explicar el consumo y la inversión en vivienda, no es necesario disponer de ecuaciones con gran contenido económico para las restantes variables endógenas. Bastaría con especificaciones dinámicas en forma reducida que recojan las propiedades estocásticas de estas variables y su relación dinámica con el gasto de los hogares¹⁹, de modo que se pueda estimar consistentemente los parámetros de las tres ecuaciones de interés: consumo duradero, consumo no duradero e inversión residencial.

Por otra parte, al adoptar una aproximación multiecuacional para explicar el consumo, es posible incorporar, en un marco único, diversos aspectos de las teorías de

19. Ejemplos de esta aproximación son: Eirtheim et al. (2000), Urbain (1995) y el ejemplo de Hendry y Mizon (1993).

consumo que resultan aparentemente contradictorios en un contexto uniecuacional. De un lado, tanto la teoría del consumidor como la evidencia empírica disponible confirman que existe una tendencia común que liga renta, riqueza y consumo en el largo plazo y que mantiene cointegradas estas variables. Según el teorema de representación de Engle y Granger²⁰, si dos o más variables están cointegradas, existe una representación en términos de modelo con mecanismo de corrección del error, de modo que $\alpha \neq 0$, en la expresión (29). Es decir, alguna de las variables del sistema –consumo, renta o riqueza– ha de responder a las desviaciones de la relación de largo plazo, constituyendo, así, uno de los mecanismos que reequilibra el sistema. Por otro lado, la ecuación de Euler obtenida por Hall establece que el consumo sigue un paseo aleatorio, bajo determinadas hipótesis. En un contexto uniecuacional, esta propiedad parece contradictoria con la existencia de un vector cointegrante entre consumo, renta y riqueza, y sólo resulta compatible si, en lugar del consumo, son la renta y/o la riqueza las que responden a las desviaciones del equilibrio. Los trabajos de Campbell sugieren que puede ser la renta la que reacciona ante desequilibrios entre las tres variables (su definición de ahorro predice cambios en la renta), mientras que Ludvigson ha puesto de manifiesto que ese proceso de ajuste puede realizarse también a través de variaciones en la riqueza. En un marco multivariante, ambos mecanismos tienen cabida junto con la propiedad de paseo aleatorio del consumo, que puede contrastarse, analizando la significatividad de los correspondientes elementos de α y Γ_j . Asimismo, puede contrastarse la hipótesis opuesta de existencia de lo que ha venido denominándose una “función de consumo” viendo si los desequilibrios entre renta, riqueza y consumo resultan significativos en la ecuación que explica la variación del consumo. Si el correspondiente coeficiente de la matriz $\alpha \neq 0$, dicha variación reacciona ante shocks de renta y riqueza que desplacen la senda de largo plazo, existiendo una causalidad en el sentido de Granger y una ecuación con mecanismo de corrección del error para el consumo, en línea con la tradición de una “función de consumo”.

20. Véase Engle y Granger (1987).

4 Datos utilizados

Para estimar el sistema de ecuaciones de gasto para las familias en España se han utilizado las siguientes variables trimestrales²¹, que se han expresado en términos reales utilizando el deflactor del consumo privado, excepto en las variables de gasto:

- gasto en bienes de consumo duradero (*cd*), gasto en bienes de consumo no duradero (*cnd*) e inversión interna residencial (*rir*) de los hogares e ISFLSH²², cuyos datos trimestrales son interpolaciones con indicadores a partir de la Contabilidad Nacional Anual, base 1995;
- renta laboral de los hogares e ISFLSH (*hlyr*), definida como renta bruta disponible que excluye las rentas del capital (intereses, dividendos y rendimientos del capital de los empresarios individuales)²³;
- tipo de interés real ex-post (*htir*), obtenido como diferencia entre el tipo de los préstamos hipotecarios para adquisición de vivienda y la tasa de variación del deflactor del consumo privado (π_c), desfasada un período;
- riqueza financiera neta (*nfwr*), acorde con la definición de activos financieros netos de los hogares e ISFLSH de las Cuentas Financieras Trimestrales, que incorpora el valor de mercado de los activos financieros;
- activos inmobiliarios (*hwr*), que se han obtenido como producto del stock residencial utilizado en el Modelo Trimestral del Banco de España (MTBE)²⁴ y un índice, elaborado a partir de la serie de precio medio del metro cuadrado de una vivienda en España, elaborada por el Ministerio de Fomento²⁵;
- riqueza neta total (*nwr*), es la suma de la riqueza financiera neta y de los activos inmobiliarios;
- precio relativo de la vivienda (*prv*), obtenido como la ratio entre el índice del precio por metro cuadrado y el deflactor del consumo privado.

Esta última variable se incorpora en el sistema para tener en cuenta la endogeneidad de las expectativas sobre la variación del precio de la vivienda, que es uno de los elementos del coste de uso, y poder estimar los parámetros de largo plazo que determinan el gasto en adquisición de vivienda de las familias. En cambio, no se han considerado en el modelo ni el precio relativo de los bienes no duraderos²⁶ ni el coste de uso de los duraderos, como predice el modelo de la sección 2.3, ya que no resultaban significativos en ninguna de las especificaciones de los modelos uniecuacionales²⁷ –con las variables en niveles– que se estimaron para acotar el conjunto de variables relevantes.

21. Véanse Fernández y Sastre (2003) y Estrada et al. (2001a y b), sobre la elaboración de las series temporales de este trabajo. Las variables de gasto y renta son series ajustadas de estacionalidad.

22. Instituciones sin fines de lucro al servicio de los hogares.

23. En Estrada y Buisán (1999) se describe con detalle su elaboración.

24. El stock residencial del MTBE se obtiene mediante acumulación de los flujos de inversión interna residencial a un valor, fechado en 1995, bajo la hipótesis de una depreciación constante. Véase Estrada et al. (2001b).

25. La información del Ministerio de Fomento se inicia en 1987, de modo que fue necesario proyectar hacia atrás esta serie a partir de otras fuentes de información. Véase el Anejo en Martínez Pagés y Maza (2003) y Fernández y Sastre (2003).

26. En Fernández-Corugedo et al. (2003) se obtiene un resultado similar. Se intenta estimar una función de consumo para los bienes no duraderos que incluye su precio relativo; sin embargo, esta variable no resulta significativa, si se aplican los criterios apropiados para variables no estacionarias.

27. Se estimaron por el procedimiento de Stock-Watson, que es asintóticamente equivalente al de máxima verosimilitud y reduce los posibles sesgos de simultaneidad en muestras finitas [véase Stock y Watson (1993)].

Con estos modelos uniecuacionales, también se exploraron diversas alternativas respecto a la forma funcional de las ecuaciones de gasto: variables en logaritmos, en cuyo caso los parámetros estimados son elasticidades, o como ratios respecto a la renta, que proporciona estimaciones de las propensiones marginales a consumir. Aunque el análisis de estabilidad realizado, a partir de estimaciones recursivas de ambas formas funcionales, no aporta indicios suficientes para decantarse claramente por una de estas opciones, se eligió la transformación logarítmica, que presupone que las elasticidades se han mantenido relativamente estables en el tiempo. La argumentación de la sección 2.2 apoya esta hipótesis, en el caso de España, así como diversos trabajos recientes²⁸ que consideran que los rendimientos esperados de la riqueza $-y$, por tanto, la propensión marginal a consumir pueden variar en el tiempo.

28. Véase la nota al pie n.º 8.

5 Metodología econométrica

La metodología econométrica que se ha seguido es la propuesta por Hendry y Mizon²⁹ que consiste en especificar sistemas dinámicos condicionales que sean capaces de reproducir las propiedades estocásticas de las variables endógenas, tal y como quedan caracterizadas por un vector autorregresivo (VAR), que constituye una forma reducida dinámica sin restricciones. En dichos sistemas, es posible contrastar la existencia de relaciones de largo plazo o tendencias comunes, para lo cual se ha empleado el procedimiento de Johansen³⁰, que proporciona, además, estimaciones de máxima-verosimilitud de los coeficientes de largo plazo. A continuación, se puede reparametrizar en el espacio de variables $I(0)$ este sistema con restricciones en la matriz de largo plazo, de modo que sea posible aplicar inferencia estándar e imponer restricciones a este modelo general. Con ello, puede obtenerse un modelo de varias ecuaciones, más parsimonioso y con contenido económico en las ecuaciones de interés.

De acuerdo con esta metodología, en primer lugar, se especifica y estima un VAR para las n variables endógenas z_t :

$$\Pi(L)z_t = \xi_t \quad (30)$$

siendo $\Pi(L) = I - \sum \Pi_j(L^j)$ y Π_j las q matrices correspondientes a un polinomio de retardos de orden q , ξ_t un vector de n términos de error serialmente incorrelacionados con matriz de varianzas-covarianzas Σ . El sistema (30) puede describirse como un sistema lineal dinámico en diferencias y variables en nivel:

$$\Delta z_t = \sum_j \Gamma_j \Delta z_{t-j} + \Pi z_{t-1} + \xi_t \quad (31)$$

Γ_j son matrices de parámetros de corto plazo y Π es la matriz ($n \times n$) de coeficientes de largo plazo del sistema. Si esta matriz tiene rango completo ($\text{rango}(\Pi) = n$), las n variables de z_t son estacionarias, si $\text{rango}(\Pi) = 0$, estas variables son no estacionarias y si $\text{rango}(\Pi) = r < n$, existen r combinaciones lineales de z_t que son estacionarias y $n - r$ procesos independientes que rigen el comportamiento no estacionario del sistema. En este último caso, es posible descomponer $\Pi = \alpha \beta$, siendo β una matriz ($r \times n$) de r vectores cointegrantes –o relaciones de largo plazo– que definen las r combinaciones estacionarias del sistema y α la matriz ($n \times r$) de coeficientes que caracteriza las sendas de ajuste de las n variables ante desviaciones de las relaciones de largo plazo definidas por los r vectores cointegrantes. Se obtiene, así, una formulación de tipo VECM como la expresión (29). Los contrastes de Johansen –test de la traza y del máximo autovalor– permiten evaluar el rango de Π y, por tanto, el número de combinaciones cointegrantes.

Las estimaciones máximo-verosímiles de α y β no identifican relaciones cointegrantes únicas, sino el espacio de cointegración –todas las posibles combinaciones lineales estacionarias– que generan las filas de β . Así, si β pertenece al espacio de cointegración, para cualquier matriz P ($r \times r$) no singular se puede definir $\beta^* = P \beta$ y $\alpha^* = \alpha P^{-1}$, de modo que $\alpha^* \beta^* = \alpha \beta$. Para identificar unívocamente α y β es preciso, por tanto, imponer restricciones –generalmente en la matriz β – con ayuda de la

29. Véase Hendry y Mizon (1993).

30. Véase Johansen (1995).

teoría económica. Para que el sistema de relaciones de largo plazo quede identificado son necesarias k restricciones, tal que $k \geq r^2$. Si $k > r^2$, el sistema está sobreidentificado, siendo posible contrastar las restricciones de sobreidentificación mediante ratios de verosimilitud que se distribuyen como una chi-cuadrado con $(k - r^2)$ grados de libertad³¹.

Si se premultiplica (31) por una matriz A_0 ($n \times n$) no singular, se obtiene la especificación en términos de un VECM estructural,:

$$A_0 \Delta z_t = \sum_j A_j \Delta z_{t-j} + A^* z_{t-1} + U_t \quad (32)$$

siendo $A_j = A_0 \Gamma_j$, $A^* = A_0 \Pi$ y $u_t = A_0 \xi_t$. En este caso, es preciso identificar, además, la matriz de coeficientes contemporáneos A_0 , que constituye un problema independiente de la identificación de β ³². Si se opta por la especificación estructural, existen varios esquemas propuestos en la literatura, con diversas implicaciones para la estructura de la matriz α ³³. En nuestro caso, adoptaremos una especificación de VECM no estructural como (31) que no impone una estructura determinada para α .

En un sistema como (31) el número de parámetros a estimar crece rápidamente con el número de variables endógenas. Puesto que, en la práctica, el número de observaciones temporales es limitado, es importante examinar si alguna de las variables puede considerarse exógena, pudiendo, así, reducir la dimensión del sistema y el número de parámetros a estimar.

Si se particiona el vector z_t de n variables en $z_t = [y_t \ x_t]$, siendo y_t un vector de g variables endógenas y x_t las $(n-g)$ variables potencialmente exógenas, el sistema (31) puede reescribirse en términos de un sistema condicional para y_t y un sistema marginal para x_t :

$$\Delta y_t = \omega \Delta x_t + \sum_j (\Gamma_{j1} - \omega \Gamma_{j2}) \Delta z_{t-j} + (\alpha_1 - \omega \alpha_2) \beta z_{t-1} + \xi_{1t} \quad (33)$$

$$\Delta x_t = \sum_j \Gamma_{j2} \Delta z_{t-j} + \alpha_2 \beta z_{t-1} + \xi_{2t} \quad (34)$$

siendo $\omega = \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1}$. Si se satisfacen determinadas condiciones de exogeneidad de x_t , los parámetros de interés pueden obtenerse a partir del sistema condicional (33), sin necesidad de estimarlo conjuntamente con el modelo marginal (34), pudiendo, así, reducir la dimensión del sistema a estimar. Sin embargo, prescindir del modelo marginal, cuando las hipótesis de exogeneidad no se verifican, conlleva el riesgo de realizar inferencia inválida sobre los parámetros³⁴. En el modelo empírico que se presenta en este trabajo, el modelo condicional (33) corresponde a las ecuaciones de gasto de las familias –consumo de bienes no duraderos, gasto en bienes duraderos e inversión residencial–, que son las de interés. El resto de las ecuaciones que componen el modelo son formas reducidas dinámicas que corresponden al modelo marginal (34) y permiten que el modelo condicional de las variables de gasto proporcione inferencia válida sobre los parámetros.

Hasta ahora se ha empleado el término “exogeneidad” de una forma laxa. Sin embargo, este concepto está siempre referido a un conjunto de parámetros, de forma que

31. Véase Johansen (1991).

32. Véase Greenslade et al. (2002).

33. Véanse Johansen y Juselius (1994) y Boswijk (1995).

34. Véase Phillips (1991) sobre la optimalidad de la inferencia realizada en la estimación de sistemas completos.

una variable puede ser exógena para la estimación de algunos coeficientes y no serlo para estimar otros. En sistemas con variables cointegradas, resulta particularmente interesante la exogeneidad débil de x_t respecto a los coeficientes de largo plazo β . La condición necesaria y suficiente para recobrar toda la información sobre β a partir de (33), es $\alpha_2=0$ ³⁵. Sin embargo, para poder prescindir totalmente de la estimación del sistema marginal es necesario que x_t sea débilmente exógena también respecto a los parámetros de corto plazo. Para ello es necesario que se verifiquen ciertas condiciones de ortogonalidad entre los residuos del modelo marginal y el modelo condicional³⁶. Finalmente, para realizar simulación y predicción con el modelo condicional, se requiere que x_t sea exógena en sentido fuerte³⁷ (además de exogeneidad débil, no debe existir causalidad en el sentido de Granger desde x_t hacia y_t) respecto a los coeficientes de largo y corto plazo.

El sistema que componen las expresiones (33) y (34) no es sino una reparametrización del VAR inicial, sobre la que es posible imponer restricciones que permitan obtener un modelo más parsimonioso y con contenido económico en las ecuaciones de interés. Sin embargo, no está claro cuál es el orden que debe seguirse al imponer las restricciones de cointegración, identificación y exogeneidad. En Hendry y Mizon (1993) se propone una serie de etapas, mientras que Greenslade et al. (2002) reconocen los problemas que, en la práctica, se producen al aplicar esta metodología debido al limitado número de datos. Estos autores sugieren que se realicen contrastes de exogeneidad cuanto antes –incluso antes de identificar los vectores de cointegración–, con el fin de reducir la dimensión del sistema. De este modo, se puede aumentar la potencia de los contrastes para identificar los parámetros de largo plazo, así como la de los referidos al número de vectores cointegrantes.

35. Véase Johansen (1992).

36. Véase Urbain (1992 y 1995).

37. Véase Engle et al. (1983).

6 Resultados empíricos

Para formular un modelo empírico de determinación de las decisiones de gasto de los hogares se considera, en primer lugar, un sistema dinámico en forma autorregresiva (VAR) que contiene las siguientes variables: consumo no duradero (cnd), consumo duradero (cd), inversión residencial (rir), renta laboral (hlyr), precio relativo de la vivienda (prv), tipo de interés real (htir) y riqueza total (nwr) –incluye riqueza financiera neta y riqueza inmobiliaria–, que están expresadas en logaritmos, excepto el tipo de interés real. En el gráfico 1 se presenta el nivel y la primera diferencia de estas variables. Este sistema, sin embargo, no permite extraer conclusiones sobre las relaciones de cointegración que caracterizan sus propiedades de largo plazo, como se verá más adelante, debido al reducido tamaño muestral. Se adopta, entonces, la estrategia de examinar, en un primer paso, las relaciones cointegrantes entre las variables a partir de dos sub-sistemas más pequeños: el primero recoge las propiedades dinámicas de las decisiones de consumo en bienes duraderos y no duraderos y, el segundo, las de adquisición de vivienda. A continuación, una vez determinadas dichas relaciones cointegrantes, se formula un modelo de mecanismo de corrección del error vectorial (VECM) para las siete variables endógenas, en el que se incorporan las desviaciones respecto a las relaciones de cointegración estimadas en los dos sub-sistemas³⁸.

Previamente a la formulación del sistema autorregresivo, se realizó un análisis del orden de integración de las variables cuyos resultados se detallan en el cuadro 1. De acuerdo con este análisis, todas las variables son integradas de orden uno, excepto las dos variables de precios y la riqueza inmobiliaria. En casos como éstos, en los que hay una segunda raíz con valor cercano a la unidad, o bien existen medias distintas en las series en primeras diferencias, resulta difícil precisar si hay una o dos raíces unitarias. En este trabajo se ha procedido bajo la hipótesis de que, tanto el precio relativo de la vivienda como el deflactor del consumo, son variables $I(2)$, es decir, su primera diferencia es la serie que tiene un grado de integración similar al del resto de las variables³⁹.

Además de las siete variables endógenas, el VAR contiene un vector de constantes no restringidas, variables estacionales centradas y varias variables artificiales que recogen algunas observaciones atípicas. El orden del polinomio autorregresivo se determina mediante tests-F de reducción del número de retardos y la exigencia de que los residuos sean homocedásticos, incorrelacionados serialmente y tengan una distribución normal. En el cuadro 2 se presentan varios diagnósticos de diversas especificaciones del VAR (con 2 y 3 retardos). En general, el número de retardos tiene importancia para la correcta determinación del número de vectores cointegrantes en la matriz de largo plazo del sistema. Un excesivo número puede afectar a la potencia de los contrastes, mientras que la insuficiencia de éstos puede conducir a relaciones de cointegración espúreas. El test-F, y, en general, los diagnósticos sobre los residuos indican que un polinomio autorregresivo con dos retardos parece suficiente para captar las propiedades estocásticas de las variables. Con esta especificación, tanto el contraste de la traza como el del máximo autovalor –propuestos

38. La hipótesis que subyace a esta aproximación es que la división del sistema de siete variables en dos sistemas más pequeños no conlleva pérdida de ninguna relación cointegrante, descartándose, por tanto, la posibilidad de que haya una relación de largo plazo entre el consumo y la inversión en vivienda, que sea independiente de las que ya incorpora cada sub-sistema por separado. Esta hipótesis parece razonable ya que, en principio, ni la teoría económica ni la evidencia empírica avalan la existencia de una relación de este tipo.

39. No obstante, una parte del análisis contempla también la hipótesis de que el precio relativo de la vivienda sea una variable $I(1)$ (véase la sección 6.2).

por Johansen– señalan la existencia de tres relaciones de cointegración, a un nivel de significación del 5%, si bien la corrección por tamaño muestral indica un menor número, en el caso del test del máximo autovalor. Dado que un reducido número de retardos conduce, en ocasiones, a relaciones de cointegración espúreas, se han analizado también los resultados de los contrastes de Johansen en la especificación con tres retardos. En este caso, los test con corrección por tamaño muestral sugieren efectivamente, la presencia de un menor número de vectores cointegrantes (uno o ninguno). Sin embargo, si no se realiza esta corrección, dicho número sería dos, con el test del máximo autovalor, o cuatro, según el test de la traza. El hecho de que los contrastes señalen la presencia de un mayor número de vectores de cointegración cuando no se utiliza la corrección por tamaño muestral parece indicar que el tamaño de la muestra es reducido, pudiendo existir cierto sesgo a rechazar la hipótesis nula de no-cointegración, como ya han señalado algunos autores⁴⁰.

La obtención de resultados poco concluyentes en los test de Johansen es relativamente frecuente; en particular, cuando el tamaño muestral no es muy grande. En tales casos existen diversas aproximaciones en la literatura: a) examinar la estacionariedad de las relaciones de cointegración que aparecen como candidatas –en ocasiones, es suficiente con un simple análisis gráfico, como sugieren Hansen y Juselius (1995)–; b) reducir la dimensión del sistema, previa la realización de contrastes de exogeneidad de las variables –como recomiendan Greenslade et al. (2002)–; y c) asumir el mayor número de relaciones de cointegración que indican los contrastes, ya que las consecuencias de rechazar indebidamente la existencia de una relación de cointegración son peores que las de aceptar esa hipótesis, cuando sea falsa⁴¹. En este trabajo se ha optado por examinar las relaciones de largo plazo que pueden identificarse bajo dos hipótesis: suponiendo el máximo número de relaciones que indican los contrastes y, también, el inmediatamente inferior. No obstante, los intentos de identificar dichos vectores resultaron infructuosos ya que, con gran frecuencia, el proceso de estimación no convergía o proporcionaba vectores muy alejados de cualquier interpretación económica. Se consideró, entonces, que el tamaño muestral resultaba, insuficiente para analizar las relaciones de cointegración en un sistema de siete variables y que era necesario, por tanto, dividir el VAR en dos sub-sistemas: uno para las decisiones de consumo y otro para las de adquisición de vivienda.

El sub-sistema de consumo contiene las variables que integran una relación de equilibrio entre el consumo, la renta y la riqueza, como las formuladas en la sección 2.1 y 2.3, aunque no incluye el precio relativo de los bienes de consumo duradero, que no resultó significativo. El vector \mathbf{z} de variables del sistema, $\mathbf{z} = [cnd, cd, hlyr, htir, nwr]$ incluye, también, el tipo de interés real ($htir$), para contemplar la posibilidad de que el rendimiento de los activos varíe en el tiempo y el hecho de que esta variable es $I(1)$, en el caso de España (cuadro 1). Por su parte, el sub-sistema de inversión en vivienda contiene variables de renta permanente –renta y riqueza– y de coste de uso –tipo de interés y variación esperada del precio de la vivienda–; es decir, $\mathbf{z} = [rir, hlyr, \Delta prv, htir, nwr]$, de acuerdo con los determinantes señalados en la sección 2.4. En este sub-sistema la variación observada del precio de la vivienda (Δprv) aproxima la revalorización esperada.

Los contrastes de Johansen para los dos subsistemas se presentan en el cuadro 4, así como tests de exogeneidad débil de algunas variables, que son contrastes de la significatividad de los elementos correspondientes de la matriz α . Se adopta, así, la recomendación de Greenslade et al. (2002) de realizar contrastes de exogeneidad, antes

40. Véanse Reimers (1992) y Cheung Lai (1993).

41. Véase Johansen (1995).

de identificar los vectores cointegrantes β , con el fin de reducir el tamaño del sistema y facilitar la identificación de los mismos. Esta identificación se realiza imponiendo restricciones en la matriz β de coeficientes de largo plazo, que proceden de la teoría económica o de estimaciones previas que sean comparables. Estas restricciones pueden contrastarse mediante tests de ratio de verosimilitud.

6.1 Relaciones de largo plazo en el sub-sistema de consumo

En el sub-sistema de consumo los contrastes de Johansen tampoco ofrecen resultados concluyentes. Cuando se realiza la corrección por tamaño muestral, ambos tests indican la existencia de un vector de cointegración. Sin embargo, si no se realiza dicha corrección, el número de vectores es dos –con el contraste del máximo autovalor– o tres –con el de la traza–. Se adopta, de nuevo, el criterio de examinar e identificar las relaciones de largo plazo bajo dos hipótesis: el número máximo de relaciones en el sistema que indican los contrastes, o bien, el inmediatamente inferior. Bajo ambas hipótesis se rechaza la exogeneidad débil de la renta, obteniéndose resultados diferentes en el caso del tipo de interés real y de la riqueza, dependiendo de la hipótesis sobre el número de relaciones cointegrantes (cuadro 4).

En la tabla 5 se presentan los vectores de cointegración identificados, la correspondiente matriz α de coeficientes de ajuste y el contraste de las restricciones, bajo las dos hipótesis que se contemplan. Aunque la exogeneidad débil del tipo de interés y de la riqueza permitiría reducir el tamaño del VAR, bajo la hipótesis de dos relaciones de cointegración, en esta tabla se presentan los resultados sin condicionar ni al tipo de interés ni a la riqueza, con ambas hipótesis, con el fin de que sean más comparables.

Bajo la hipótesis de que hay dos relaciones de cointegración, rango (β)=2, se han impuesto restricciones de identificación que definen dos relaciones de largo plazo entre el gasto, la renta laboral y la riqueza total neta, que son coherentes con dos funciones de gasto (una para el gasto en consumo no duradero y, otra, para el consumo duradero) conforme a la teoría presentada en la sección 2. Específicamente, se ha restringido a cero el valor de algunos coeficientes y la magnitud de la elasticidad renta. Los valores utilizados para restringir este parámetro (0,5 en el caso del consumo no duradero y 1 en el del consumo duradero y de la inversión en vivienda) provienen de las ecuaciones individuales estimadas por el método de Stock-Watson, mencionadas en la sección 4, que, como ya se ha indicado, es equivalente asintóticamente al procedimiento de Johansen. La elasticidad del consumo no duradero a la renta laboral (0,5) es inferior a estimaciones obtenidas en anteriores trabajos⁴², aunque muy similar a la obtenida recientemente para el Reino Unido y otros países de la OCDE⁴³. El gasto en bienes duraderos presenta, en cambio, una elasticidad unitaria respecto a la renta, de modo que el gasto total en consumo –duradero y no duradero– tiene una elasticidad de 0,57, que es un valor muy próximo al 0,60 obtenido en Martínez Carrascal y del Río (2004), con una metodología similar. La elasticidad del consumo no duradero a la riqueza neta (0,23) es también similar a la del Reino Unido, mientras que la del consumo privado a esta variable (0,25) es superior a la estimada con anterioridad para España y a la obtenida en trabajos más recientes⁴⁴. Esta mayor elasticidad a la riqueza y la menor elasticidad a la renta, que se estiman en este trabajo, pueden interpretarse como una disminución de las restricciones de liquidez derivada del desarrollo de los mercados financieros y, posiblemente, de cambios en la distribución de la renta, así como una mayor

42. Véase Estrada y Buisán (1999).

43. Véanse Fernández-Corugedo et al. (2003) y Bayoumi y Edison (2003). En este último caso, las estimaciones corresponden al consumo privado.

44. Véanse Estrada et al. (2004) y Martínez-Carrascal y del Río (2004).

importancia de la riqueza en las decisiones de los consumidores, asociada al mayor peso de los activos financieros de renta variable en la cartera de las familias. Si se descompone la riqueza en activos reales y riqueza financiera neta, se obtiene que la elasticidad del consumo no duradero a la riqueza en vivienda es superior a la de la riqueza financiera, mientras que se da la situación opuesta en el caso de los bienes duraderos (véase el Anejo).

El tipo de interés real interviene, también, en las relaciones de largo plazo del sub-sistema de consumo, en contra de la versión simple de la teoría de la renta permanente que asume que el rendimiento esperado de los activos es constante. En el cuadro 5 se presentan dos versiones alternativas, en las que el tipo de interés real aparece, bien en la relación correspondiente al consumo duradero o bien en la del de consumo no duradero. Cuando se permite que el tipo de interés aparezca en ambas relaciones a la vez, esta variable no resulta significativa, debido a la elevada correlación entre su impacto directo y el efecto indirecto sobre el otro componente del consumo, a través de la variación de renta que origina.

Los coeficientes de la matriz α caracterizan los mecanismos de ajuste del sistema ante situaciones de desequilibrio. El subsistema de consumo incorpora dos tipos de ajuste. Por un lado, las variaciones en el consumo –duradero y no duradero- responden, con signo negativo, a las desviaciones de cada una de ellas respecto a sus respectivas sendas de largo plazo, como indican los coeficientes $\alpha(\beta_1)$, en la fila del consumo no duradero y $\alpha(\beta_2)$, en la fila del duradero. Este tipo de ajuste avala la existencia de una función de consumo tradicional, en el caso de España, en la que el gasto de los consumidores responde a variaciones en su renta y su riqueza, al tiempo que rechaza la predicción de que el consumo sigue en paseo aleatorio. Por otro lado, este sub-sistema contiene una vía de ajuste a través de la renta y de la riqueza, como el modelo de Lettau y Ludvigson que se menciona en la sección 2.1⁴⁵. Este ajuste se produce porque los consumidores disponen de información superior sobre sus perspectivas de ingresos futuros, que se plasma en decisiones de consumo en el presente, que desvían esta variable de la senda de largo plazo que determinan la riqueza y la renta corriente. Si tales desviaciones reflejan variaciones esperadas del rendimiento de la riqueza total -humana y no humana- en el futuro, ya sean expectativas de variación de la renta laboral y/o del rendimiento esperado de los activos, pueden, por tanto, tener capacidad predictiva de la renta futura y/o del valor futuro de los activos. Así, desviaciones positivas de la senda de largo plazo, que implican unas expectativas de aumento de la riqueza total de los consumidores, predicen incrementos de renta y/o del valor de los activos en el futuro que desplazarán la senda de largo plazo, de modo que existe, por esta vía, un mecanismo de ajuste, adicional al del gasto, que tiende a cerrar el desequilibrio inicial.

Cuando se asume que el rango de la matriz de largo plazo es tres, además de las dos relaciones normalizadas en el consumo duradero y no duradero ya descritas, se identifica una tercera combinación de variables que parece estacionaria, la cual incluye la renta laboral y el gasto en bienes de consumo no duradero, este último con un coeficiente negativo y cercano a la unidad (cuadro 5). Puesto que las variables están en logaritmos, esta relación puede interpretarse como una tasa de ahorro, en la que los bienes duraderos constituyen una forma alternativa de ahorro. De acuerdo con la discusión de la sección 2.1 esta variable incorpora las expectativas de crecimiento de la renta futura de los hogares,

⁴⁵ Un resultado similar se obtiene en Martínez-Carrascal y Del Río (2004), para España y, en Fernández-Corugedo et al. (2003), en el caso del Reino Unido.

pudiendo tener, además, una capacidad predictiva de las variaciones observadas en la renta corriente. Los resultados del cuadro 5 confirman dicha capacidad predictiva –véase el coeficiente $\alpha(\beta_3)$ correspondiente a la fila de renta–, de modo que situaciones de ahorro positivo anticipan un menor crecimiento de la renta, mientras que situaciones de desahorro –o con una tasa de ahorro por debajo de su valor medio a largo plazo– implican un mayor crecimiento de la renta en los períodos siguientes. Los mecanismos de ajuste que se obtienen bajo la hipótesis de que hay tres relaciones estacionarias en el sistema son, no obstante, más complejos y menos ortogonales. Así, por ejemplo, la respuesta del consumo no duradero ante perturbaciones que lo desvían de su senda de largo plazo con la renta, la riqueza y el tipo de interés es el resultado de su propio mecanismo de ajuste a dicha senda, $\alpha(\beta_1)$ y, además, de la variación que experimenta la tasa de ahorro y su respectivo coeficiente de ajuste, $\alpha(\beta_3)$. El efecto neto de ambos es similar al coeficiente $\alpha(\beta_1)$ que se obtiene bajo la hipótesis de dos relaciones de cointegración (véase cuadro 5). En consecuencia, se considera preferible la caracterización del sistema de consumo bajo la hipótesis de que sólo existen dos relaciones de cointegración entre las variables.

Aunque los contrastes de ratio de verosimilitud rechazan que estas restricciones de identificación definan un sistema de relaciones estacionarias en el marco multivariante del VAR definido por las variables $\mathbf{z} = [cnd, cd, hlyr, htir, nwr]$, no se rechaza la estacionariedad de las dos relaciones identificadas, cuando este análisis se realiza a partir de contrastes de raíces unitarias aplicados directamente a las variables que describen los desequilibrios implícitos en dichas relaciones. El valor del test aumentado de Dickey-Fuller es -4,22, para el desequilibrio correspondiente al consumo no duradero, siendo -3,80 el valor crítico (al 5% de significación) en una relación con cuatro variables⁴⁶. En el caso del consumo duradero, el valor del test es -3,42, siendo los valores críticos -3,21 (al 10%) y -3,55 (al 5%), lo que permite rechazar la no estacionariedad del desequilibrio al 10% de significación.

6.2 Relaciones de largo plazo en el sub-sistema de vivienda

En el sub-sistema de vivienda los contrastes de Johansen no rechazan la existencia de dos relaciones cointegrantes, si bien el test de la traza está muy próximo al valor crítico corregido por tamaño muestral, bajo la hipótesis de que el rango de la matriz a largo plazo es ≤ 1 (cuadro 4) y, de hecho, la segunda relación tiende a rechazarse con pequeñas variaciones del período muestral. Con el fin de no descartar, de forma anticipada, posibles relaciones cointegrantes, se analiza el sub-sistema en las dos situaciones: uno o dos vectores. En ambos casos, no se rechaza que la riqueza sea débilmente exógena, lo que permite reducir el número de variables endógenas para la identificación de las relaciones de largo plazo. En cambio, en el caso de la renta, sí se rechaza la exogeneidad débil de la misma bajo la hipótesis de dos vectores de cointegración, mientras que se puede considerar débilmente exógena, bajo la hipótesis de un único vector.

En primer lugar, se analizan la identificación y estimaciones considerando que solo hay una relación de largo plazo y que Δprv es $I(1)$ (cuadro 6). El sub-sistema está condicionado a la renta y a la riqueza, ya que ambas variables son débilmente exógenas en el caso de un único vector de cointegración. La relación que se ha identificado corresponde a la desviación entre la inversión residencial efectivamente realizada y la demanda de adquisición de vivienda, que viene determinada por variables de renta permanente, como la renta laboral y la riqueza total neta, y por una variable que aproxima el coste de uso de la vivienda. Dicha aproximación, dada por la diferencia entre el tipo de interés real y la variación

46. Véase la tabla 3 en Ericsson y MacKinnon (1999).

observada en el precio de la vivienda, constituye una aproximación lineal a la expresión (26), que excluye el término de escala (P^H / P), asume constante la tasa de depreciación y donde, además, las expectativas de variación del precio se aproximan mediante los valores observados en el período anterior. De acuerdo con el contraste de ratio de verosimilitud, estas restricciones se rechazan, si bien el contraste permite aceptarlas cuando no se impone la restricción de que los coeficientes del tipo de interés real y de la variación en el precio de la vivienda sean iguales, en valor absoluto. Puesto que los parámetros que se estiman para estas dos variables son semi-elasticidades y, que los niveles de ambas son muy distintos (gráfico 1), esta flexibilización de la restricción del coste de uso puede resultar razonable.

La relación que se ha identificado –la brecha existente entre la inversión en viviendas y los determinantes de la demanda de vivienda– influye sobre la dinámica de ajuste de la propia inversión residencial con signo negativo, como un mecanismo reequilibrador, y sobre la variación del precio de la vivienda, también con signo negativo, como indican los coeficientes correspondientes de la matriz α . Una brecha positiva (exceso de oferta) reduce la aceleración del precio –que es una aproximación de la variación de las expectativas de revalorización de las viviendas–, mientras que una brecha negativa (la inversión existente no es suficiente para satisfacer la demanda) aumenta dicha aceleración.

Finalmente, se estima también una respuesta significativa del tipo de interés hipotecario real a esta brecha, indicando que no sólo se ajusta el crecimiento del precio de la vivienda sino también otro de los elementos relevantes del coste de uso de la vivienda: el coste de oportunidad de mantener dicho bien por más de un período –generalmente, dado por el coste de la financiación necesario para adquirirlo–. Este proceso de ajuste tendría lugar a través de los intermediarios financieros, que modulan el diferencial respecto a los tipos de interés negociados en los mercados financieros en función de la situación de holgura o exceso de demanda de financiación para la adquisición de vivienda.

Esta interpretación del vector cointegrante que se ha identificado proporciona solo una descripción parcial de los mecanismos que rigen el funcionamiento del mercado de la vivienda. No obstante, esta descripción resulta suficiente para tener en cuenta la endogeneidad de las expectativas de variación del precio de la vivienda y poder realizar inferencia válida sobre los parámetros de la relación de largo plazo que gobierna la evolución del gasto en vivienda de las familias en España. Ahora bien, una descripción más completa del mercado de la vivienda requiere formular un sistema que permita identificar una segunda relación de equilibrio –la oferta de vivienda o una ecuación de precios que sea la forma reducida de oferta y demanda–. Ese sistema de dos relaciones de largo plazo debería contener el nivel del precio de la vivienda –no sólo su tasa de variación–, ya que ésta es la variable de la que depende la oferta de viviendas⁴⁷.

Con el fin de explorar esta posibilidad, se ha formulado un sistema cuyas variables endógenas son $\mathbf{z} = [rir, prv, htirv]$, admitiendo la posibilidad de que el precio relativo de la vivienda sea una variable I(1). La variable *htirv* –la aproximación lineal al coste de uso de la vivienda ya mencionada ($htirv = htir - \Delta prv$)–, es endógena ya que lo son, tanto el tipo de interés real como la variación en el precio relativo de la vivienda. En el cuadro 6 se ofrecen los resultados obtenidos con este sub-sistema. Junto a los resultados con dos vectores cointegrantes se presenta también la estimación con un único vector, a efectos de poder comparar con los resultados obtenidos bajo la hipótesis de que Δprv es I(1).

47. Si la segunda relación describiera una relación de equilibrio para el precio, también se requeriría que apareciera en el sistema el precio relativo (*prv*).

En el caso de dos vectores, además de la relación ya descrita, es posible identificar una segunda relación entre las variables, que puede ser interpretada como la desviación respecto a una función de oferta, normalizada en el precio relativo de la vivienda. De acuerdo con esta segunda relación, la inversión en vivienda es función creciente de su precio, con una elasticidad cercana a 0,6, y de la variable *htirv*, que incluye tanto los costes financieros como la rentabilidad derivada de la revalorización de la vivienda durante el período de construcción y venta. Los signos respecto a estas dos últimas variables son los esperados. Sin embargo, el coeficiente de ajuste de la inversión residencial a este segundo vector tiene un signo difícil de interpretar, aunque no significativo. De hecho, cuando se reparametriza este sistema con variables $I(0)$, la segunda relación no resulta significativa en ninguna de las ecuaciones. Posiblemente, esta relación cointegrante adolece de problemas de especificación, al estar omitidos otros costes que pueden ser relevantes en la determinación de la oferta de viviendas. Por tanto, en el sub-sistema de vivienda sólo se identifica una relación de largo plazo con interpretación económica.

6.3 Modelo completo con mecanismos de corrección del error (VECM)

En esta sección se formula un sistema con variables $I(0)$, que constituye una transformación del VAR original de siete variables, en el que se incorporan las relaciones cointegrantes identificadas en los dos sub-sistemas de consumo y de inversión en vivienda. Es decir, el sistema contiene las dos relaciones de consumo estimadas, con el tipo de interés real en el vector normalizado en el consumo no duradero, y la relación estimada en el sub-sistema de vivienda bajo la hipótesis de que Δprv es $I(1)$ y que existe una única relación de cointegración.

En este sistema, las variaciones de cada una de las variables endógenas son función de todos los retardos de todas las variables y de las tres relaciones de cointegración estimadas en los sub-sistemas, que representan las desviaciones de las variables de gasto respecto a las sendas de largo plazo descritas en la sección 6.1 y 6.2. Constituye, por tanto, una forma reducida dinámica sin restricciones. Mediante reducciones y simplificaciones de este sistema, se obtiene un modelo de mecanismo de corrección del error vectorial (VECM) en el que varias variables responden a los tres desequilibrios en las variables de gasto ya descritos. El esquema de identificación adoptado es, como ya se indicó en la sección 5, el de un VECM no estructural –en el que no existe dependencia contemporánea entre las variables endógenas–, y que, sin embargo, no impone una estructura determinada para la matriz α de coeficientes de ajuste.

En el cuadro 7 se presenta la estimación del VECM, una vez que se ha simplificado y restringido la estructura dinámica y los coeficientes de ajuste, mediante la realización de tests de significación y mediante contrastes de ratio de verosimilitud de estas reducciones. Los resultados que se obtienen confirman los ya descritos al analizar los subsistemas, si bien algunos coeficientes de ajuste ven modificado algo su valor. En esta especificación se ha impuesto la exogeneidad débil de la riqueza respecto a los vectores de consumo duradero y no duradero, ya que, si bien las estimaciones presentadas en la sección 6.1 indican que, tanto el consumo como la renta y la riqueza se ajustan ante los desequilibrios, estos tres mecanismos están muy correlacionados, obteniéndose estimaciones imprecisas cuando se incorporan todos ellos. Esta restricción implica que la variación de la riqueza no responde a las desviaciones que representan estos vectores y, por tanto, el ajuste, cuando se producen desequilibrios, sólo se realiza a través de la variación de la renta y de las propias variables de gasto.

Los parámetros que captan la dinámica de corto plazo tienen, en su mayor parte, los signos esperados. Las restricciones impuestas en la forma reducida general no se rechazan y los diagnósticos relativos a los residuos indican que no presentan autocorrelación ni heteroscedasticidad, al tiempo que superan los contrastes de normalidad.

6.4 Funciones de impulso respuesta

El análisis de los coeficientes de ajuste de la matriz α , que se ha realizado en las secciones 6.1 y 6.2, proporciona sólo un análisis parcial de las propiedades dinámicas de un modelo con varias variables endógenas y varias relaciones de equilibrio. Para tener una visión más completa de los mecanismos de ajuste que incorpora el modelo del cuadro 7 se analizan, a continuación, las funciones de impulso-respuesta a algunas perturbaciones estandarizadas de carácter permanente (gráficos 2 a 5)⁴⁸.

Como puede apreciarse en estos gráficos, el signo de las respuestas es el esperado. Así, perturbaciones positivas de carácter permanente que afectan al consumo, la renta laboral y la riqueza incrementan las tres variables de gasto a largo plazo, así como la propia renta y la riqueza. En cambio, shocks positivos en el tipo de interés real inciden negativamente sobre dichas variables.

Con shocks estandarizados, la perturbación que tiene mayor impacto sobre el gasto de los hogares es un shock permanente a la riqueza. Un incremento permanente de la renta laboral es, en cambio, menos expansivo, debido a que la propia renta ejerce parte del ajuste necesario. Así, ante desequilibrios negativos, ocasionados porque los consumidores gastan en consumo –duradero y no duradero– por debajo de lo que corresponde a sus sendas de largo plazo, que se han desplazado por el shock de renta inicial, la propia renta responde, reduciendo su tasa de variación, conforme a los coeficientes α de la ecuación 3 (cuadro 7). De acuerdo con las interpretaciones de Campbell, Lettau y Ludvigson, los consumidores gastan por debajo de lo que corresponde a su renta corriente y a su riqueza, debido a que mantienen expectativas de un menor crecimiento de su renta en el futuro. Después de unos pocos trimestres, este mecanismo deja de operar, una vez que los consumidores revisan al alza sus expectativas de renta futura, en consonancia con el shock positivo que se ha producido, y el aumento del consumo duradero y no duradero alcanza un nivel de gasto próximo a las nuevas sendas de largo plazo. La brecha se cierra, de este modo, por dos vías: a través del ajuste del propio gasto, que se incrementa, en respuesta al desequilibrio negativo, y mediante el desplazamiento posterior del equilibrio a largo plazo, en sentido opuesto al inicial, derivado de un aumento de la renta inferior al shock inicial (gráfico 3). Cuando se produce un shock positivo que afecta a la riqueza, en cambio, el proceso de ajuste se realiza, fundamentalmente, a través del consumo, cuyo crecimiento responde al desequilibrio generado por la perturbación que afecta a la riqueza. En este caso, apenas se produce un desplazamiento de la senda de largo plazo en sentido contrario al movimiento inicial de la riqueza, ya que el desequilibrio en el gasto sólo retrasa la aparición de una respuesta positiva de la renta (gráfico 2).

Un shock permanente al tipo de interés real reduce la demanda a largo plazo de vivienda y genera un desequilibrio positivo entre la inversión residencial existente y dicha demanda. Este desequilibrio reduce el crecimiento de la inversión y la aceleración del precio de la vivienda, de acuerdo con los coeficientes α de las ecuaciones 4 y 7 del cuadro 7. Esta desaceleración implica una disminución de las expectativas de revalorización, que incrementa aún más el coste de uso y reduce adicionalmente la demanda de vivienda. Finalmente, se alcanza un nuevo equilibrio con un menor nivel de inversión residencial, un tipo de interés real más elevado y un crecimiento del precio de la vivienda inferior a la situación de partida (gráfico 5).

48. Las funciones que se presentan se han obtenido con perturbaciones no ortogonales.

7 Conclusiones

Este trabajo pone de manifiesto la conveniencia de adoptar un enfoque de sistema para modelizar las decisiones de gasto de los consumidores, frente al enfoque uniecuacional más habitual. De esta manera es posible contemplar la existencia de mecanismos de ajuste a través de diversas variables, así como compatibilizar proposiciones teóricas aparentemente contrapuestas. Desde esta óptica, la “función de consumo” tradicional corresponde a la ecuación que describe el mecanismo de ajuste del consumo, la proposición de Campbell sobre la relación negativa entre ahorro y renta capta el proceso de ajuste a través de la renta, y la incidencia de las desviaciones entre consumo, renta y riqueza sobre las variaciones futuras de la riqueza –detectada por Lettau y Ludvigson– constituiría el mecanismo reequilibrador a través del cambio en el valor de los activos. Asimismo, en un sistema multiecuacional resulta compatible que exista una relación de cointegración entre el consumo, la riqueza y la renta, al tiempo que el consumo sigue un paseo aleatorio, o que exista una “función de consumo” con un mecanismo de ajuste a través de la renta, como el descrito por Campbell en el marco de la teoría de la renta permanente. Todas estas alternativas, que son posibles desde un punto de vista teórico, de acuerdo con la aproximación de Lettau y Ludvigson, pueden ser consideradas dentro de un mismo marco, mediante la especificación de un sistema de varias ecuaciones con variables cointegradas (VECM).

Este trabajo encuentra evidencia de que las variaciones del consumo duradero y no duradero de los hogares españoles responden a los desequilibrios entre renta, riqueza y consumo, al tiempo que se estima un proceso de ajuste de la renta que no es interpretable como un mecanismo keynesiano de respuesta vía demanda agregada, sino que resulta más acorde con el comportamiento de agentes “forward looking”, cuyas expectativas sobre su renta y el valor de su riqueza en el futuro tienen incidencia sobre las variaciones de estas variables en períodos posteriores. Existen, por tanto, suficientes indicios en este trabajo para afirmar, como en Deaton (1992), que el hecho de que los consumidores piensen en el futuro, que ahorren para hacer frente a las reducciones previstas de renta y que posean información superior sobre su propia renta son aspectos compatibles con un marco más general que el implícito en la hipótesis de paseo aleatorio; concretamente, en este estudio, resulta compatible con una función de consumo tradicional.

Finalmente, el modelo estimado da cuenta de importantes efectos de la riqueza sobre el consumo y la inversión residencial, así como una respuesta a la renta laboral inferior a la obtenida en anteriores estimaciones de ecuaciones de consumo para la economía española. Este hecho refleja una mayor importancia de la riqueza en las decisiones de los consumidores y, posiblemente, una disminución de las restricciones de liquidez derivada del desarrollo de los mercados financieros y de cambios en la distribución de la renta. La influencia del tipo de interés real sobre el consumo es significativa y se sitúa por encima de estimaciones anteriores. La incidencia sobre la inversión residencial es de una magnitud superior a la del consumo, con una elasticidad de $-0,057$, en los tres últimos años del período muestral (1999-2001), de bajos tipos de interés. De acuerdo con el modelo presentado, la reducción del tipo de interés real en los últimos años, podría haber aumentado, de forma relativamente permanente, el crecimiento medio del precio relativo de la vivienda. Los análisis desarrollados y el período temporal disponible hacen difícil distinguir entre un efecto permanente, que sólo afecta al nivel del precio de la vivienda, o una situación en la que este efecto permanente se percibe, al menos, de momento, también en la tasa de variación.

BIBLIOGRAFÍA

- ANDRÉS, J., y C. MOLINAS (1990). "Una función de consumo privado para la economía española: aplicación del análisis de cointegración", *Cuadernos Económicos ICE*, n.º 44, pp. 173-212.
- BALMASEDA, M., y P. TELLO (2002). "¿Han cambiado los determinantes del consumo privado en España?", *BBVA Situación España*, Julio, pp. 33-39.
- BAYOUMI, T., y H. EDISON (2003). *Is wealth increasingly driving consumption?*, De Nederlandsche Bank, Staff Reports n.º 101.
- BEAN, C. (1981). "An econometric model of manufacturing investment in the UK", *Economic Journal*, Vol. 91, pp. 106-121.
- BOSWIJK, H. P. (1995). "Efficient inference on cointegration parameters in structural error correction models", *Journal of Econometrics*, Vol. 69, pp. 133-158.
- CAMPBELL, J. Y. (1987). "Does saving anticipate declining labour income? An alternative test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 55, n.º 6, pp. 1249-1273.
- CAMPBELL, J. Y., y N. G. MANKIW (1989). "Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence", en O. J. Blanchard y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 185-216.
- CHEUNG, Y., y K. S. LAI (1993). "Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 3, pp. 313-328.
- CLAPHAM, E., A. HYYTINEN, y K. TAKALA (2002). *Household wealth, credit and consumption: Evidence from Finland and Sweden*, draft.
- DAVIS, M. A., y M. PALUMBO (2001). *A primer on the economics and time series econometrics of wealth effects*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series 2001-09.
- DEATON, A. (1990). *Understanding Consumption*, Oxford, Clarendon Press.
- DEATON, A., y J. MUELLBAUER (1980). *Economics and consumer behaviour*, Cambridge University Press.
- DOORNIK, J. A., y D. F. HENDRY (1995). *PcFiml 8.0. Interactive econometric modelling of dynamic systems*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, Chapman & Hall.
- DOUGHERTY, A., y R. VAN ORDER (1982). "Inflation, housing costs, and the consumer price index", *The American Economic Review*, Vol. 72, n.º 1, pp. 154-164.
- EIRTHREIM, O., E. S. JANSEN y R. NYMOEN (2000). *Progress from forecast failure-The Norwegian consumption function*, Norges Bank, Arbeidsnotat 2000/10, September.
- ENGLE, R., y C. GRANGER (1987). "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- ENGLE, R., D. F. HENDRY y J. F. RICHARD (1983). "Exogeneity", *Econometrica*, Vol. 51, n.º 2, pp. 277-304.
- ERICSSON, N. R., y J. MACKINNON (1999). *Distributions of Error Correction Tests for cointegration*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper n.º 655.
- ESTRADA, Á. (1992). *Una función de consumo de bienes duraderos*, Documento de Trabajo n.º 9228, Banco de España.
- ESTRADA, Á., y A. BUISÁN (1999). *El gasto de las familias en España*, Estudios Económicos n.º 65, Banco de España.
- ESTRADA, Á., J. L. FERNÁNDEZ y A. RÉGIL (2001a). *Elaboración de las cuentas de los sectores institucionales desde 1980 según SEC-95*, Documento interno EC/2001/39, Servicio de Estudios del Banco de España.
- (2001b). *Otras variables del bloque español del modelo multi-país*, Documento interno EC/2001/44, Servicio de Estudios del Banco de España.
- ESTRADA, Á., J. L. FERNÁNDEZ, E. MORAL y A. V. RÉGIL (2004). *A quarterly macroeconomic model of the Spanish economy*, Documento de Trabajo n.º 0413, Banco de España.
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2005). *Wealth and asset price effects on economic activity*, Occasional Paper n.º 29, June.
- FERNÁNDEZ-CORUGEDO, E., S. PRICE y A. BLAKE (2003). *The dynamics of consumers' expenditure: The UK consumption ECM redux*, Working Paper n.º 204, Bank of England.
- FERNÁNDEZ, J. L., y T. SASTRE (2003). *Series históricas para funciones de consumo*, Documento interno EC/2003/5, Servicio de Estudios del Banco de España.
- GREENSLADE, J. V., S. G. HALL y S. G. B. HENRY (2002). "On the identification of cointegrated systems in small samples: a modelling strategy with an application to UK wages and prices", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 26, pp. 1517-1537.
- HALL, R. (1978). "Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 971-987.
- HANSEN, H., y K. JUSELIOUS (1995). *CATS in RATS Cointegration Analysis of Time Series*, University of Copenhagen, Institute of Economics, Estima.
- HENDRY, D., y G. E. MIZON (1993). "Evaluating dynamic models by encompassing the VAR", en P. Phillips (ed.), *Models, methods and applications of Econometrics: Essays in honour of A.R. Bergstrom*, Blackwell, Oxford.
- JOHANSEN, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- (1992). "Cointegration in partial systems and the efficiency of single equation analysis", *Journal of econometrics*, 52, pp. 389-402.
- (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, Oxford.
- JOHANSEN, S., y K. JUSELIOUS (1994). "Identification of long run and short run structure: an application to the IS-LM model", *Journal of Econometrics*, Vol. 63, pp. 7-36.
- LETTAU, M., y S. LUDVINGSON (2001). "Consumption, aggregate wealth, and expected returns", *The Journal of Finance*, 56, pp. 815-849.

- LETTAU, M., y S. LUDVINGSON (2003). *Understanding trend and cycle in asset values: Revaluating the wealth effect on consumption*, NBER Working Paper n.º 9848, July.
- LUDVINGSON, S., y C. STEINDEL (1999). "How important is the stock market effect on consumption?", Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, July, 29-51.
- MARTINEZ-CARRASCAL, C., y A. DEL RÍO (2004). *Household borrowing and consumption in Spain: a VECM approach*, Banco de España, Documento de Trabajo n.º 0421.
- MARTINEZ PAGÉS, J., y L. Á. MAZA (2003). *Análisis del precio de la vivienda en España*, Banco de España, Documento de Trabajo n.º 0307.
- MILES, D. (1994). *Housing, financial markets and the wider economy*, Series in Financial Economics and Quantitative Analysis, John Wiley & Sons (eds.).
- PALUMBO, M., J. RUDD y K. WHELAN (2002). *On the relationships between real consumption, income and wealth*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series n.º 38.
- PHILLIPS, P. C. B. (1991). "Optimal inference in cointegrated systems", *Econometrica*, 59, n.º 2, pp. 283-306.
- REIMERS, H. E. (1992). "Comparison of multivariate cointegration tests", *Statistical Papers*, 33, pp. 335-359.
- STOCK, J. H., y M. W. WATSON (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, Vol. 61, n.º 4, pp. 783-820.
- URBAIN, J. P. (1992). "On weak exogeneity in error correction models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 187-208.
- (1995). "Partial versus full system modelling of cointegrated systems: an empirical illustration", *Journal of Econometrics*, Vol. 69, pp. 177-210.

CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS (a)

$(H_0: \rho=1 \text{ en } \Delta X_t = \alpha + (\rho-1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t)$								
Nivel	p	ADF	Δ	p	ADF	Δ^2	p	ADF
cnd	3	-0,11	Δ cnd	2	-3,80***	Δ^2 cnd	-	-
cd	5	-1,01	Δ cd	5	-3,30**	Δ^2 cd	-	-
rir	0	0,02	Δ rir	0	-9,15***	Δ^2 rir	-	-
hlyr	3	-0,19	Δ hlyr	2	-4,30***	Δ^2 hlyr	-	-
nfwr	3	-1,71	Δ nfwr	2	-3,82***	Δ^2 nfwr	-	-
hwr	2	-0,54	Δ hwr	1	-2,52	Δ^2 hwr	1	-10,14***
nwr	3	-0,89	Δ nwr	2	-3,70***	Δ^2 nwr	-	-
htir	2	-1,34	Δ htir	1	-10,47***	Δ^2 htir	-	-
prv	2	-1,00	Δ prv	1	-2,58*	Δ^2 prv	1	-9,95***
pcd	3	-2,33	Δ pcd	1	-2,84*	Δ^2 pcd	1	-12,34***

(a) Todas las variables están expresadas en logaritmos excepto el tipo de interés real

cnd	Consumo no duradero real
cd	Consumo duradero real
rir	Inversión interna residencial real
hlyr	Renta laboral real
nfwr	Riqueza financiera neta real
hwr	Riqueza inmobiliaria real
nwr	Riqueza neta total real
htir	Tipo de interes hipotecario real = Tipo de interés hipotecario nominal - Δ pcd ₍₋₁₎
prv	Precio relativo de la vivienda respecto al deflactor del consumo privado
pcd	Deflactor de consumo privado

*** Significativo al 1% (Valor crítico para T=100 y constante -3,51)

** Significativo al 5% (Valor crítico para T=100 y constante -2,89)

* Significativo al 10% (Valor crítico para T=100 y constante -2,58)

Sistema dinámico VAR

Var. endógenas: {cnd, cd, rir, hlyr, Δprv, htir, nwr}

Var. determinísticas: {constante, d8523, d921, d9423, S90, dummies estacionales}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

nº de retardos: 2

Contrastes sobre los residuos

	B-P(9)	LM(1-5)	NORM Chi ² (2)	ARCH4
cnd	7,678	0,66996 [0,6479]	5,9034 [0,0523]	0,182 [0,9467]
cd	5,796	0,52741 [0,7545]	3,2368 [0,1982]	3,0843 [0,0240] *
rir	3,407	0,46311 [0,8019]	2,2149 [0,3304]	0,35105 [0,8421]
hlyr	9,071	1,0185 [0,4162]	3,1823 [0,2037]	0,92318 [0,4580]
Δprv	10,076	2,0514 [0,0863]	15,63 [0,0004] **	2,3044 [0,0712]
htir	23,377	1,7377 [0,1421]	1,9617 [0,3750]	1,482 [0,2217]
nwr	6,761	0,43809 [0,8199]	6,7544 [0,0341] *	0,30787 [0,8714]

Contrastes multivariantes

LM (1-5) =	1,2884 [0,0541]
NORM Chi ² (14) =	32,949 [0,0029] **

nº de retardos: 3

Contrastes sobre los residuos

	B-P(9)	LM(1-5)	NORM Chi ² (2)	ARCH4
cnd	9,881	1,3245 [0,2706]	2,4612 [0,2921]	0,14548 [0,9640]
cd	7,060	0,64868 [0,6639]	0,9389 [0,6253]	2,2477 [0,0796]
rir	6,631	1,1139 [0,3662]	1,987 [0,3703]	0,41443 [0,7973]
hlyr	6,443	1,2401 [0,3060]	0,31712 [0,8534]	1,4969 [0,2200]
Δprv	12,390	2,1988 [0,0706]	17,086 [0,0002]**	2,2181 [0,0829]
htir	11,141	0,79872 [0,5563]	4,6023 [0,1001]	0,1154 [0,9764]
nwr	10,908	2,1992 [0,0705]	1,9837 [0,3709]	0,33427 [0,8534]

Contrastes multivariantes

Test de reducción del nº de retardos

LM (1-5) =	1,2265 [0,1414]	F(49, 232) = 1,2373 [0,1525]
NORM Chi ² (14) =	28,476 [0,0123] *	

P-values entre paréntesis. B-P[n] es el contraste de autocorrelación de orden n de Box-Pierce. LM es el contraste de multiplicador de Lagrange, NORM es el contraste de normalidad de Doornik-Hansen, ARCH es un test de heterocedasticidad autorregresiva condicional. Detalles sobre estos test pueden encontrarse en Doornik y Hendry (1995).

Sistema dinámico VAR

Var. endógenas: {cnd, cd, rir, hlyr, Δprv, htir, nwr}

Variables condicionales en relaciones de cointegración: {S90}

Var. determinísticas: {constante, d8523, d921, d9423, dummies estacionales}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

nº de retardos: 2

Autovalor	H ₀ : rango (r)	Máximo autovalor	Máximo autovalor (a)	Valor crítico (95%)	Traza	Traza (a)	Valor crítico (95%)
0,555	=0	64,76**	53,43**	45,3	211,1**	174,1**	124,2
0,454	≤ 1	48,40**	39,93*	39,4	146,3**	120,7**	94,2
0,375	≤ 2	37,58*	31,00	33,5	97,92**	80,78**	68,5
0,337	≤ 3	32,88**	27,13*	27,1	60,34**	49,78*	47,2
0,187	≤ 4	16,60	13,69	21	27,46	22,65	29,7
0,124	≤ 5	10,63	8,77	14,1	10,86	8,96	15,4
0,003	≤ 6	0,23	0,19	3,8	0,23	0,19	3,8

Contrastes de exogeneidad débil (Chi²)

	<u>hlyr</u>	<u>Δprv</u>	<u>htir</u>	<u>nwr</u>
r = 3	29,9 [0,00] **	4,9 [0,18]	0,6 [0,91]	5,9 [0,11]
r = 4	41,3 [0,00] **	13,0 [0,01]*	9,0 [0,06]	11,8 [0,02]**

nº de retardos: 3

Autovalor	H ₀ : rango (r)	Máximo autovalor	Máximo autovalor (a)	Valor crítico (95%)	Traza	Traza (a)	Valor crítico (95%)
0,558	=0	65,39**	48,23*	45,30	203,5**	150,1**	124,2
0,436	≤ 1	45,77**	33,76	39,40	138,1**	101,8*	94,2
0,369	≤ 2	36,88*	27,20	33,50	92,32**	68,1	68,5
0,262	≤ 3	24,27	17,90	27,10	55,44**	40,9	47,2
0,242	≤ 4	22,21*	16,38	21,00	31,17*	22,0	29,7
0,105	≤ 5	8,85	6,59	14,10	8,96	6,6	15,4
0,001	≤ 6	0,11	0,08	3,80	0,11	0,1	3,8

Contrastes de exogeneidad débil (Chi²)

	<u>hlyr</u>	<u>Δprv</u>	<u>htir</u>	<u>nwr</u>
r = 2	28,3 [0,00] **	0,9 [0,65]	3,9 [0,14]	4,2 [0,12]
r = 3	34,8 [0,00] **	3,9 [0,27]	16,3 [0,00]**	7,1 [0,07]
r = 4	34,8 [0,00] **	5,9 [0,21]	18,4 [0,00]**	8,3 [0,09]

(a) Corrección por tamaño muestral, Reimers (1992).

Sub-sistema dinámico de Consumo

Var. endógenas: {cnd, cd, hlyr, htir, nwr}

Variables condicionales en relaciones de cointegración: {S90}

Var. determinísticas: {constante, d8523, d9423}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

nº de retardos: 4

Contrastes sobre los residuos

			B-P(9)	LM(1-5)	NORM Chi ² (2)	ARCH4		
cnd			4,619	0,56 [0,70]	3,45 [0,18]	0,15 [0,96]		
cd			4,826	0,09 [0,99]	0,06 [0,97]	1,95 [0,12]		
hlyr			4,490	0,76 [0,58]	0,88 [0,65]	0,41 [0,80]		
htir			13,834	0,80 [0,56]	0,73 [0,69]	0,27 [0,90]		
nwr			7,638	1,77 [0,14]	1,38 [0,50]	0,17 [0,95]		
Autovalor	H ₀ : rango (r)	Máximo autovalor	Máximo autovalor (a)	Valor crítico (95%)	Traza	Traza (a)	Valor crítico (95%)	
0,591	=0	71,53**	53,65**	33,5	134,3**	100,8**	68,5	
0,323	≤ 1	31,19*	23,40	27,1	62,81**	47,10	47,2	
0,226	≤ 2	20,47	15,35	21,0	31,61*	23,71	29,7	
0,116	≤ 3	9,82	7,37	14,1	11,14	8,35	15,4	
0,016	≤ 4	1,31	0,98	3,8	1,31	0,98	3,8	

Contrastes de exogeneidad débil (Chi²)

	hlyr	htir	nwr
r = 2	32,2 [0.00] **	5,5 [0,06]	8,6 [0,01]
r = 3	32,9 [0.00] **	9,7 [0,02]*	16,7 [0.00] **

Sub-sistema dinámico de Vivienda

Var. endógenas: {rir, hlyr, Δprv, htir, nwr}

Var. determinísticas: {constante, dummies estacionales, d86II, d93II}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

nº de retardos: 4

Contrastes sobre los residuos

			B-P(9)	LM(1-5)	NORM Chi ² (2)	ARCH4		
rir			4,248	0,62 [0,68]	1,85 [0,40]	0,41 [0,80]		
hlyr			16,553	0,56 [0,73]	1,08 [0,58]	0,59 [0,67]		
Δprv			9,760	1,40 [0,24]	5,02 [0,08]	1,47 [0,23]		
htir			7,919	1,21 [0,32]	9,08 [0,01] *	1,48 [0,22]		
nwr			12,147	0,37 [0,87]	1,11 [0,57]	0,44 [0,78]		
Autovalor	H ₀ : rango (r)	Máximo autovalor	Máximo autovalor (a)	Valor crítico (95%)	Traza	Traza (a)	Valor crítico (95%)	
0,464	=0	49,88**	37,41*	33,5	115,2**	86,40**	68,5	
0,398	≤ 1	40,57**	30,43*	27,1	65,31**	48,98*	47,2	
0,190	≤ 2	16,81	12,61	21,0	24,74	18,55	29,7	
0,094	≤ 3	7,91	5,93	14,1	7,93	5,94	15,4	
0,000	≤ 4	0,01	0,00	3,8	0,01	0,00	3,8	

Contrastes de exogeneidad débil (Chi²)

	hlyr	htir	Δprv	nwr
r = 1	1,5 [0,22]	6,0 [0,01] *	8,9 [0,00] **	0,4 [0,51]
r = 2	24,5 [0,00] **	17,7 [0,00] **	16,4 [0,00] **	1,1 [0,56]

(a) Corrección por tamaño muestral, Reimers (1992).

Sub-sistema dinámico de Consumo: vectores cointegrantes restringidos (a)

Var. endógenas: {cnd, cd, hlyr, htir, nwr}

Variables condicionales en relaciones de cointegración:{S90}

Var. determinísticas: {constante, d8523, d9423}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

nº de retardos: 4

Rango = 2

	β_1	β_2
cnd	1,00 [-]	0,00 [-]
cd	0,00 [-]	1,00 [-]
hlyr	-0,50 [-]	-1,00 [-]
htir	0,47 [0,20]	0,00 [-]
nwr	-0,23 [0,01]	-0,39 [0,04]
s90	0,00 [-]	0,09 [0,02]
	$\alpha(\beta_1)$	$\alpha(\beta_2)$
Δ cnd	-0,11 [0,09]	0,05 [0,02]
Δ cd	-0,39 [0,40]	-0,37 [0,10]
Δ hlyr	0,48 [0,16]	0,13 [0,04]
Δ htir	0,05 [0,06]	0,01 [0,02]
Δ nwr	0,87 [0,27]	0,10 [0,07]

LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(4) = 28.083 [0.0000]$ **

Rango = 3

	β_1	β_2	β_3
cnd	1,00 [-]	0,00 [-]	-0,89 [0,03]
cd	0,00 [-]	1,00 [-]	0,00 [-]
hlyr	-0,50 [-]	-1,00 [-]	1,00 [-]
htir	1,42 [0,18]	0,00 [-]	0,00 [-]
nwr	-0,22 [0,01]	-0,36 [-]	0,00 [-]
s90	0,00 [-]	0,08 [0,02]	-0,04 [0,01]
	$\alpha(\beta_1)$	$\alpha(\beta_2)$	$\alpha(\beta_3)$
Δ cnd	-0,33 [0,12]	0,06 [0,02]	-0,26 [0,10]
Δ cd	-0,73 [0,52]	-0,34 [0,09]	-0,38 [0,44]
Δ hlyr	-0,39 [0,18]	0,11 [0,03]	-0,71 [0,15]
Δ htir	-0,20 [0,08]	0,01 [0,01]	-0,15 [0,06]
Δ nwr	0,62 [0,38]	0,08 [0,06]	0,08 [0,32]

LR-test, rank=3: $\text{Chi}^2(4) = 15,151 [0,0044]$ **

Var. endógenas: {cnd, cd, hlyr, htir, nwr}

Variables condicionales en relaciones de cointegración:{S90}

Var. determinísticas: {constante, d8523, d9423}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

nº de retardos: 4

Rango = 2

	β_1	β_2
cnd	1,00 [-]	0,00 [-]
cd	0,00 [-]	1,00 [-]
hlyr	-0,50 [-]	-1,00 [-]
htir	0,00 [-]	1,89 [0,77]
nwr	-0,23 [0,01]	-0,36 [0,05]
s90	0,00 [-]	0,09 [0,03]
	$\alpha(\beta_1)$	$\alpha(\beta_2)$
Δ cnd	-0,07 [0,09]	0,04 [0,02]
Δ cd	-0,44 [0,39]	-0,35 [0,09]
Δ hlyr	0,45 [0,16]	0,14 [0,04]
Δ htir	0,08 [0,06]	0,01 [0,01]
Δ nwr	0,86 [0,26]	0,11 [0,06]

LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(4) = 27.203 [0.0000]$ **

Rango = 3

	β_1	β_2	β_3
cnd	1,00 [-]	0,00 [-]	0,90 [-]
cd	0,00 [-]	1,00 [-]	0,00 [-]
hlyr	-0,50 [-]	-1,00 [-]	1,00 [-]
htir	0,00 [-]	-4,42 [0,81]	0,00 [-]
nwr	-0,23 [0,01]	-0,42 [0,04]	0,00 [-]
s90	0,00 [-]	0,04 [0,05]	-0,05 [0,01]
	$\alpha(\beta_1)$	$\alpha(\beta_2)$	$\alpha(\beta_3)$
Δ cnd	-0,29 [0,09]	0,06 [0,02]	-0,20 [0,07]
Δ cd	0,61 [0,45]	-0,20 [0,08]	0,50 [0,35]
Δ hlyr	-0,28 [0,15]	0,12 [0,03]	-0,69 [0,11]
Δ htir	0,05 [0,06]	0,03 [0,01]	-0,03 [0,05]
Δ nwr	0,60 [0,29]	0,05 [0,05]	-0,12 [0,23]

LR-test, rank=3: $\text{Chi}^2(4) = 17.538 [0.0015]$ **

(a) Entre corchetes se dan los errores estándar

Sub-sistema dinámico de Vivienda: vectores cointegrantes restringidos (a)

Var. endógenas: {rir, Δ prv, htir}

Variables condicionales en relaciones de cointegración:{hlyr, nwr}

Var. determinísticas: {constante, d86II, s92I,d92I, d93II, dummies estacionales}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

n° de retardos: 4

Rango = 1

	β_1
rir	1,00 [-]
Δ prv	-1,35 [-]
htir	8,99 [0,97]
hlyr	-1,00 [-]
nwr	-0,13 [0,04]

	$\alpha(\beta_1)$
Δ rir	-0,21 [0,10]
Δ^2 prv	-0,09 [0,03]
Δ htir	-0,04 [0,01]

LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(2) = 4.3298$ [0.1148]

Rango = 1

	β_1
rir	1,00 [-]
Δ prv	-5,93 [-]
htir	5,93 [1,39]
hlyr	-1,00 [-]
nwr	-0,21 [0,12]

	$\alpha(\beta_1)$
Δ rir	-0,17 [0,10]
Δ^2 prv	-0,02 [0,02]
Δ htir	-0,02 [0,01]

LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(2) = 27.884$ [0.0000] **

Var. endógenas: {rir, prv, htirv}

Variables condicionales en relaciones de cointegración:{hlyr, nwr}

Var. determinísticas: {constante, d86II, s92I,d92I, d92III_4 dummies estacionales}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

n° de retardos: 4

Rango = 1

	β_1
rir	1,00 [-]
prv	0,00 [-]
htirv	10,21 [1,21]
hlyr	-1,00 [-]
nwr	-0,18 [0,07]

	$\alpha(\beta_1)$
Δ rir	-0,15 [0,09]
Δ prv	-0,06 [0,02]
Δ htirv	-0,05 [0,01]

LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(2) = 3.8619$ [0.1450]

Rango = 2

	β_1	β_2
rir	1,00 [-]	-1,57 [0,17]
prv	0,00 [-]	1,00 [-]
htirv	9,93 [1,18]	-30,48 [3,13]
hlyr	-1,00 [-]	0,00 [-]
nwr	-0,21 [0,05]	0,00 [-]

	$\alpha(\beta_1)$	$\alpha(\beta_2)$
Δ rir	-0,36 [0,23]	-0,08 [0,09]
Δ prv	-0,22 [0,06]	-0,06 [0,02]
Δ htirv	0,01 [0,02]	0,03 [0,01]

LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(2) = 3.4794$ [0.1756]

(a) Entre corchetes se dan los errores estándar

Ecuaciones del Sistema de Consumo e Inversión Residencial

	$EC1_{t-1}$	$EC2_{t-1}$	$EC3_{t-1}$	ΔCND_{t-1}	ΔCND_{t-2}	ΔCD_{t-1}	$\Delta HLYR_{t-1}$	$\Delta HLYR_{t-2}$	ΔRIR_{t-1}	ΔRIR_{t-2}	ΔNWR_{t-1}	ΔNWR_{t-2}	ΔNWR_{t-3}	ΔNWR_{t-4}	$\Delta HTIR_{t-1}$	$\Delta HTIR_{t-2}$	$\Delta HTIR_{t-3}$	$\Delta HTIR_{t-4}$	$\Delta^2 HPI_PCD_{t-1}$	$\Delta^2 HPI_PCD_{t-2}$	$\Delta^2 HPI_PCD_{t-3}$	$\Delta^2 HPI_PCD_{t-4}$	Constant	lsigma =
Equation 1 for ΔCND	-0,17 (-3,262)	-	-	-0,12 (-1,216)	-	-	-	-	0,05 (2,518)	-0,05 (-2,225)	0,06 (1,742)	0,12 (3,401)	0,06 (1,494)	-	-	-	-0,36 (-2,622)	-0,36 (-2,614)	-	-	-	-	0,40 (3,289)	0,0063
Equation 2 for ΔCD	-	-0,26 (-4,273)	-	-	1,23 (2,788)	-	-	-	0,14 (1,4)	-	-	-	0,60 (3,479)	0,28 (1,619)	-	-1,26 (-2,158)	-	-	-	-	-	-	-1,83 (-4,279)	0,0300
Equation 3 for $\Delta HLYR$	0,16 (1,788)	0,05 (2,539)	-	-	-	-	-	-0,07 (-1,003)	-	-	-	-	0,10 (1,554)	-	-	-	-0,30 (-1,437)	-	-	-	0,15 (2,24)	-	0,00 (0,004)	0,0115
Equation 4 for ΔRIR	-	-	-0,14 (-2,364)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,37 (2,146)	0,23 (1,304)	-	1,08 (1,573)	-	-	-1,57 (-2,387)	-	-	-	-	-0,54 (-2,363)	0,0318
Equation 5 for ΔNWR	-	-	-	-	-	-	0,20 (1,657)	0,19 (1,629)	-	-0,10 (-1,78)	-	0,16 (1,684)	0,26 (2,626)	-	-0,86 (-2,461)	-	-	-	0,35 (2,776)	0,35 (2,705)	-	0,36 (3,151)	0,01 (2,922)	0,0172
Equation 6 for $\Delta HTIR$	-	-	-0,03 (-4,383)	0,14 (2,369)	-	-	-	-	-	0,03 (1,955)	-	-	-	-	-0,26 (-2,851)	-	0,30 (3,637)	-	-	-0,14 (-4,408)	-0,09 (-2,623)	-0,11 (-3,504)	-0,14 (-4,414)	0,0040
Equation 7 for $\Delta^2 HPI_PCD$	-	-	-0,06 (-3,572)	-	-	-0,05 (-2,002)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,72 (3,779)	-	0,33 (1,706)	-0,50 (-7,507)	-0,46 (-5,709)	-0,29 (-3,686)	0,23 (3,365)	-0,23 (-3,531)	0,0093

	CND	CD	RIR	$HLYR$	NWR	$dHPI_PCD_1$	$HTIR$	$S90$	Contrastes sobre los residuos				
Identity for EC1	1,00	-	-	-0,50	-0,23	-	0,83	-					
Identity for EC2	-	1,00	-	-1,00	-0,37	-	-	0,10					
Identity for EC3	-	-	1,00	-1,00	-0,13	-1,35	8,99	-					
											B-P(4)	NORM Chi²(2)	ARCH4
									Δcnd	7,3138	0,58 [0,75]	0,12 [0,98]	
									Δcd	0,5389	1,63 [0,44]	2,25 [0,08]	
									$\Delta hlyr$	2,8895	4,94 [0,08]	1,52 [0,22]	
									Δrir	1,8221	1,58 [0,45]	1,03 [0,40]	
									Δnwr	2,6302	2,04 [0,36]	0,11 [0,98]	
									$\Delta htir$	2,7132	0,17 [0,92]	0,12 [0,98]	
									$\Delta^2 prv$	3,9652	3,60 [0,16]	0,11 [0,98]	

LR-test de las reducciones del sistema general: Chi²(128) = 144,02 [0,16]

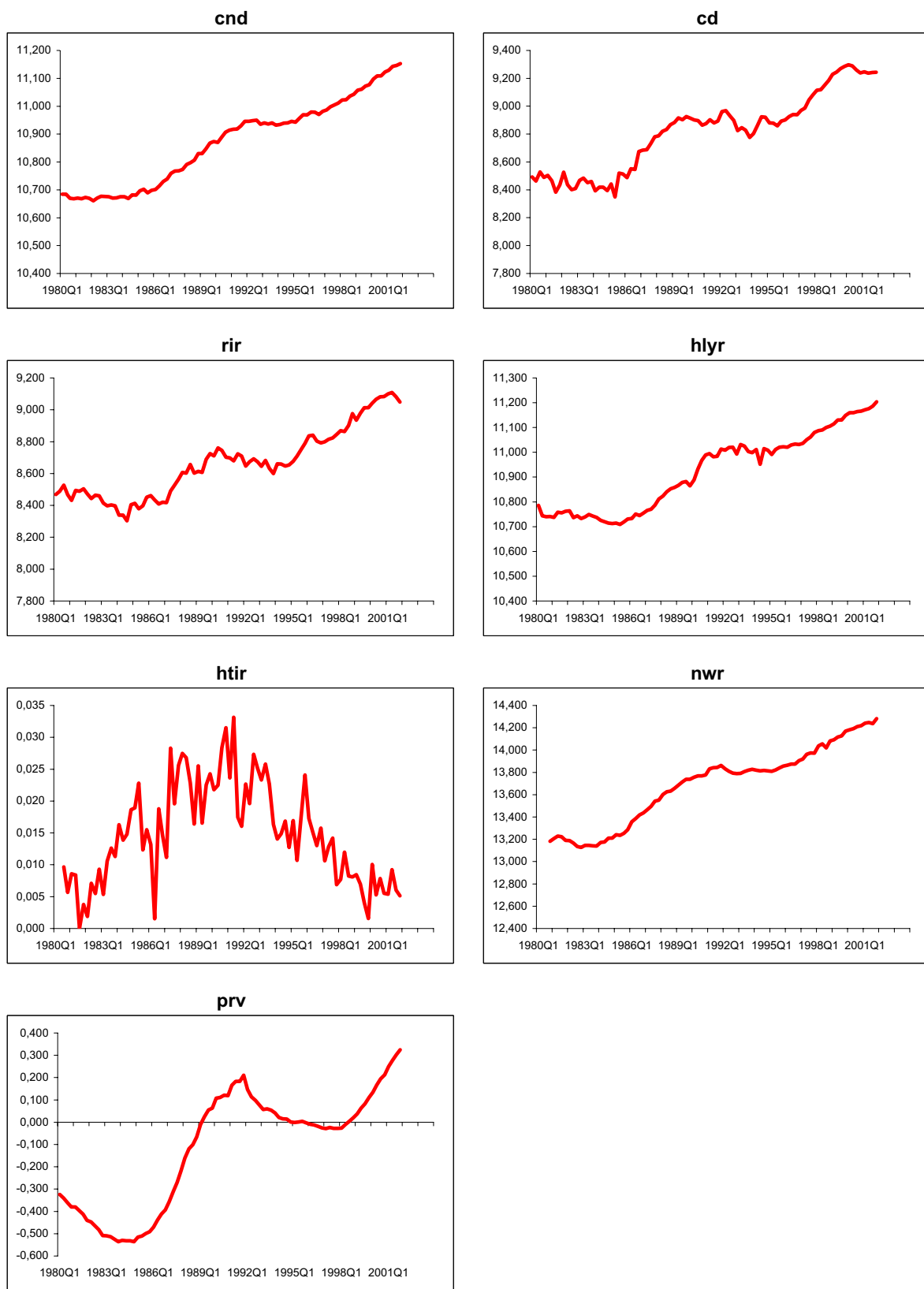
Periodo muestral: 1982.I - 2001.IV

CND	Consumo no duradero real
CD	Consumo duradero real
HLYR	Renta laboral real
RIR	Inversión interna residencial
NWR	Riqueza neta real
HTIR	Tipo de interés hipotecario real
HPI_PCD	Ratio precio de la vivienda/deflactor del consumo

Contrastes multivariantes

LM (1-5) =	0,96124 [0,6168]
NORM Chi ² (14) =	18,631 [0,1795]

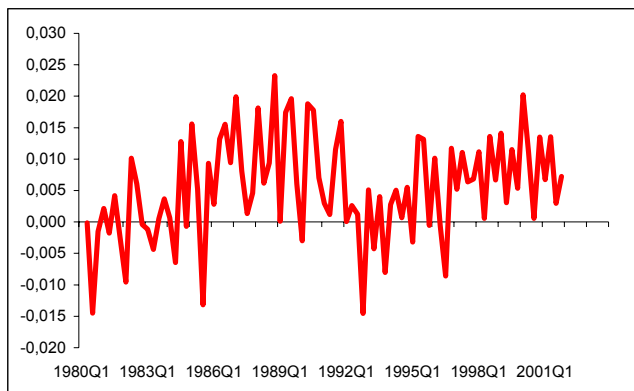
Evolución de las variables. Niveles (a)



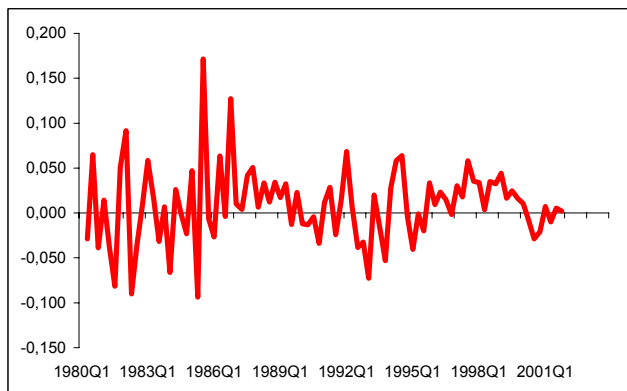
(a) Variables en logaritmos salvo el tipo de interés real

Evolución de las variables. Primeras diferencias

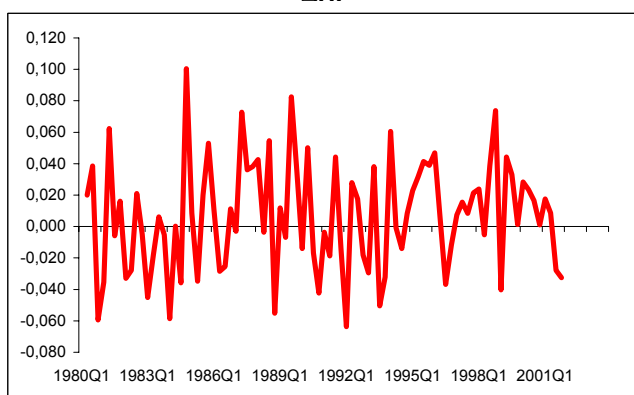
Δcnd



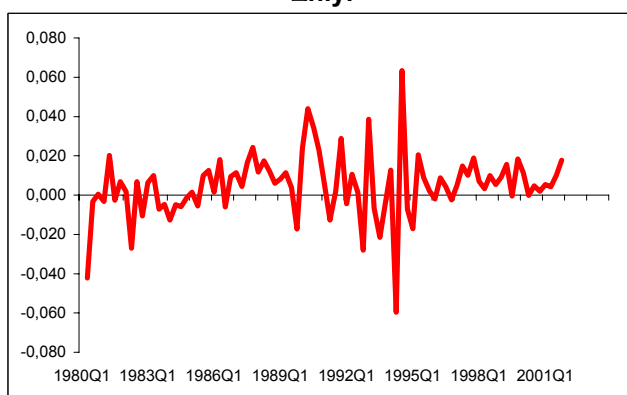
Δcd



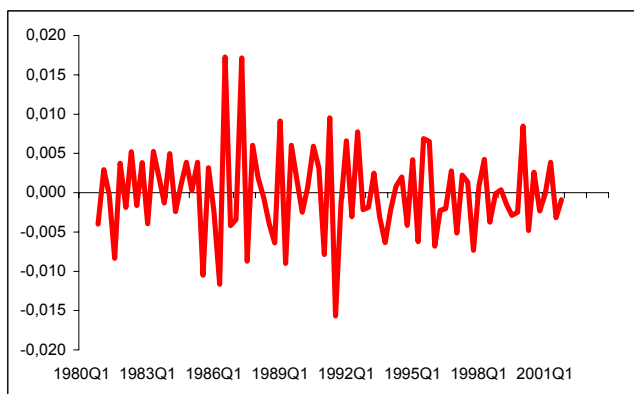
Δrir



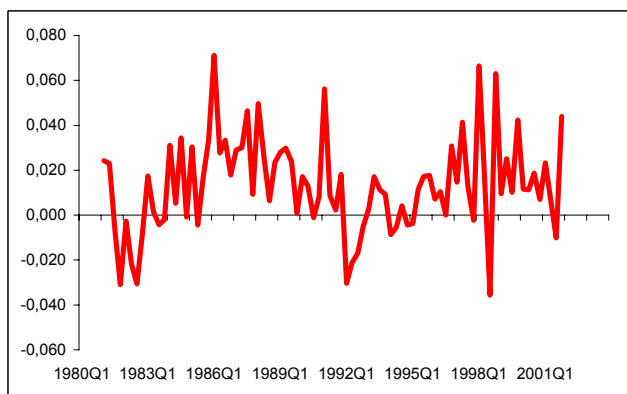
$\Delta hlyr$



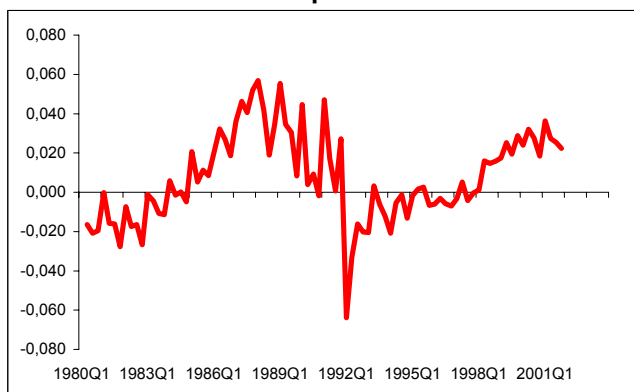
$\Delta htir$



Δnwr

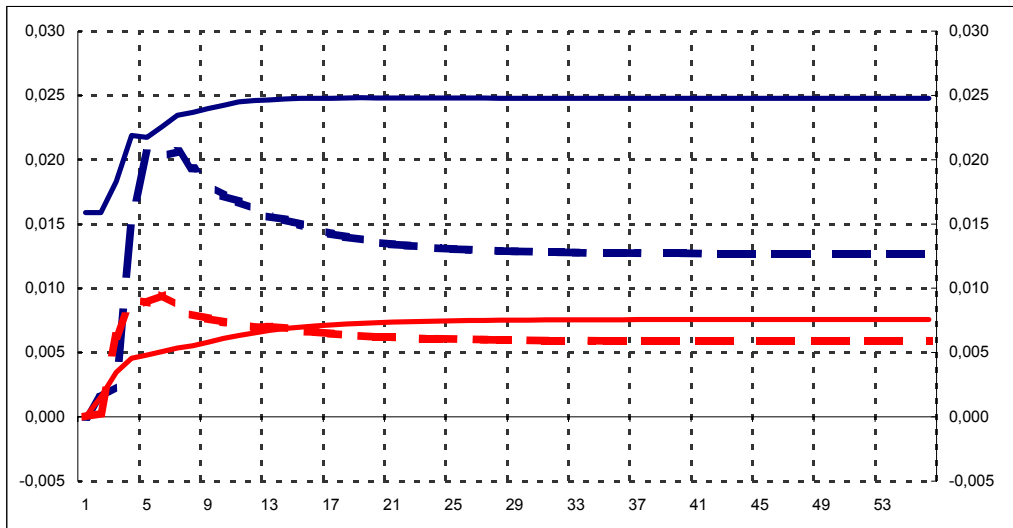


Δprv



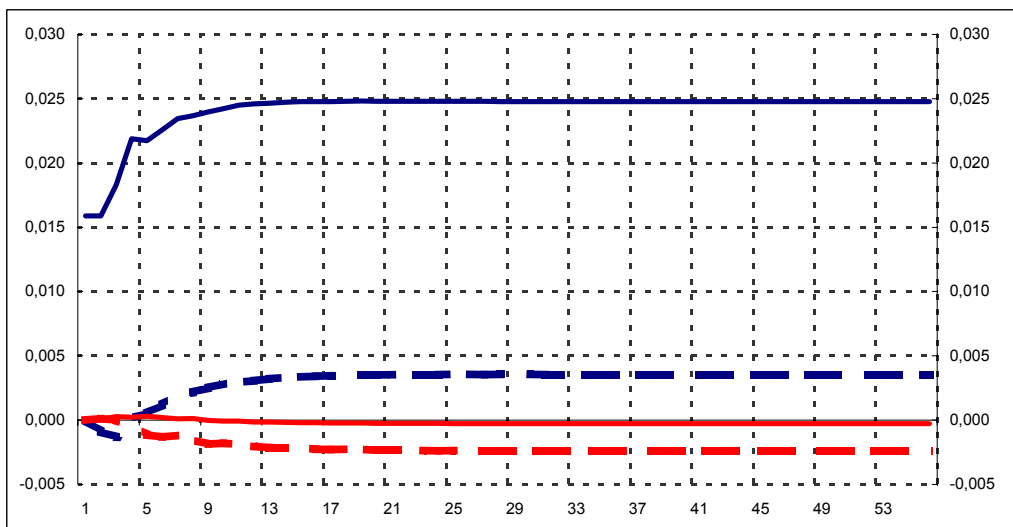
Función de respuesta acumulada a un impulso estandarizado en:

NWR



— NWR - - - CD
 — CND - - - RIR

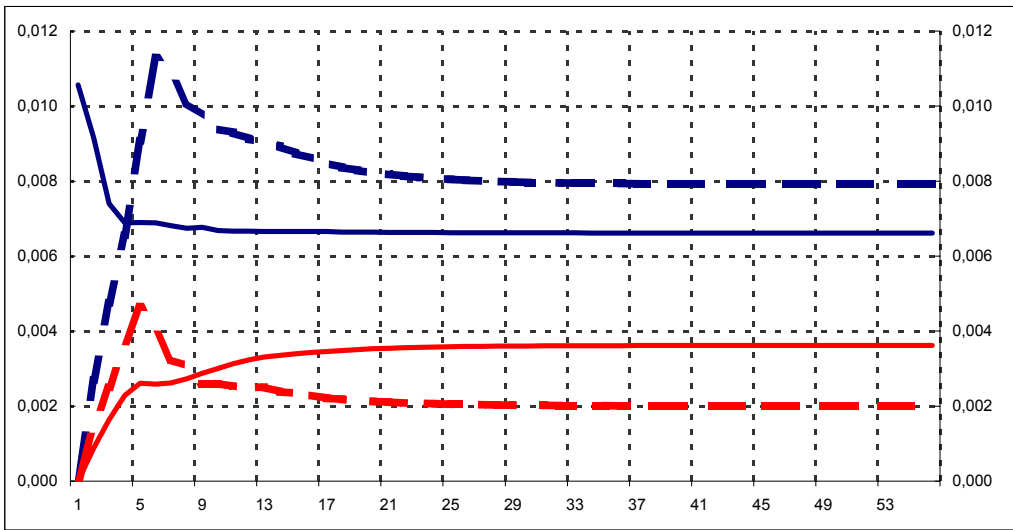
NWR



— NWR - - - HLYR
 — HTIR - - - dHPI_PCD

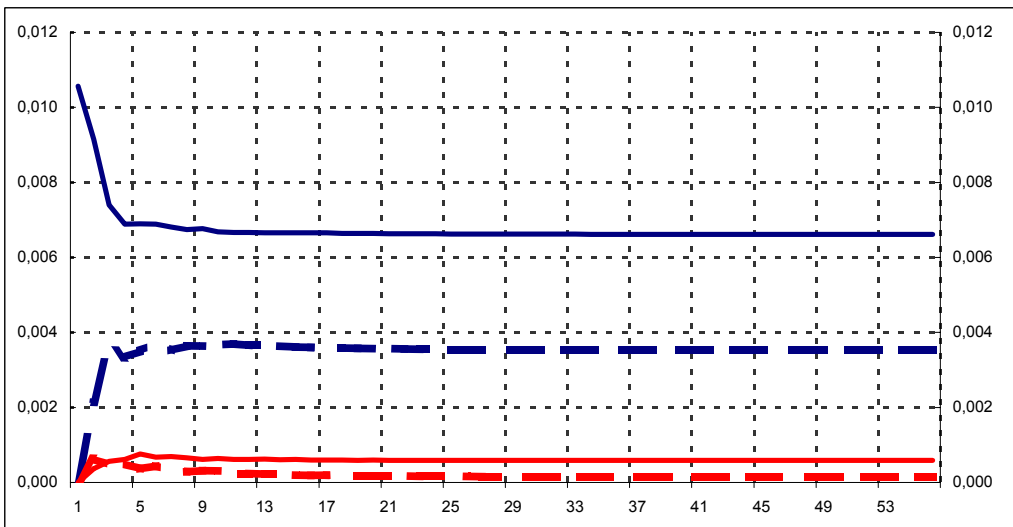
Función de respuesta acumulada a un impulso estandarizado en:

HLYR



— HLYR - - - CD
 — CND - - - RIR

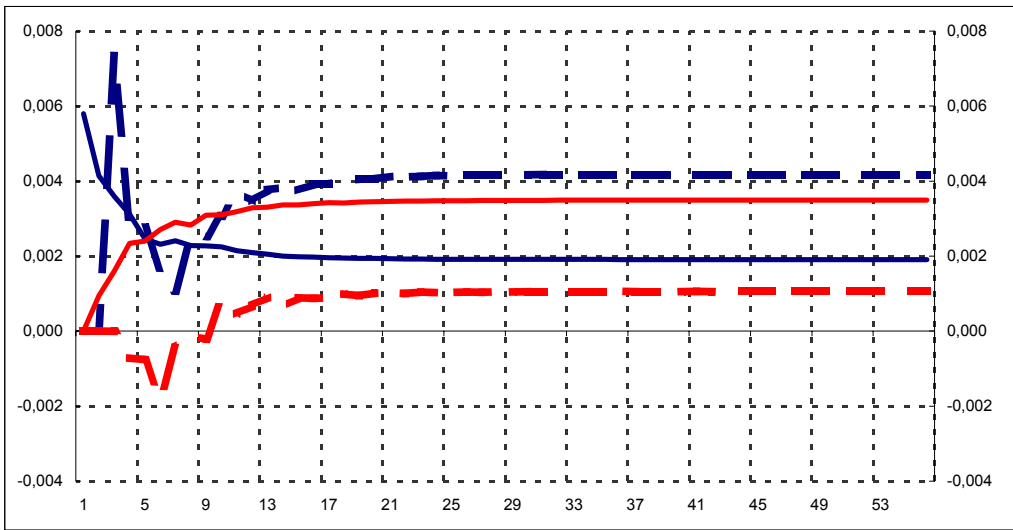
HLYR



— HLYR - - - NWR
 — HTIR - - - dHPI_PCD

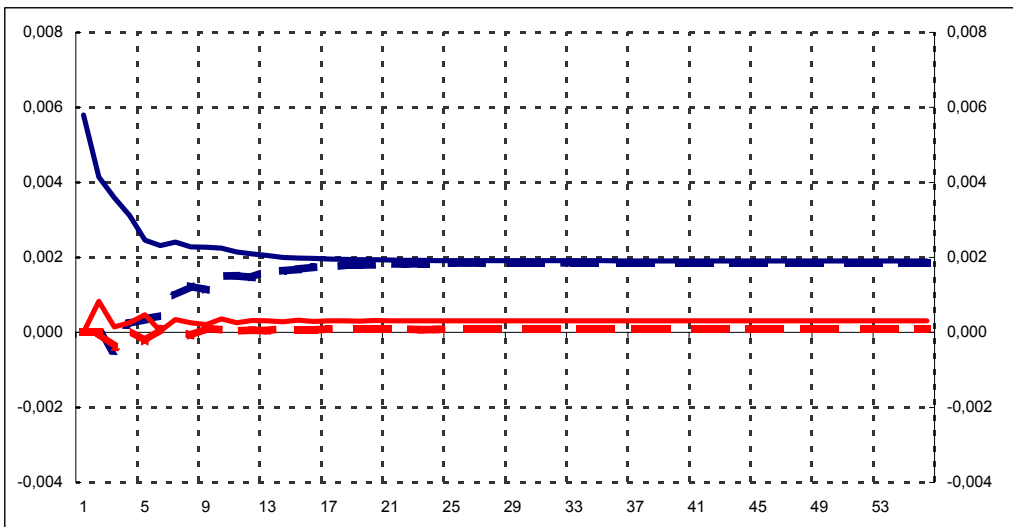
Función de respuesta acumulada a un impulso estandarizado en:

CND



— CND - - - CD
 — HLYR - - - RIR

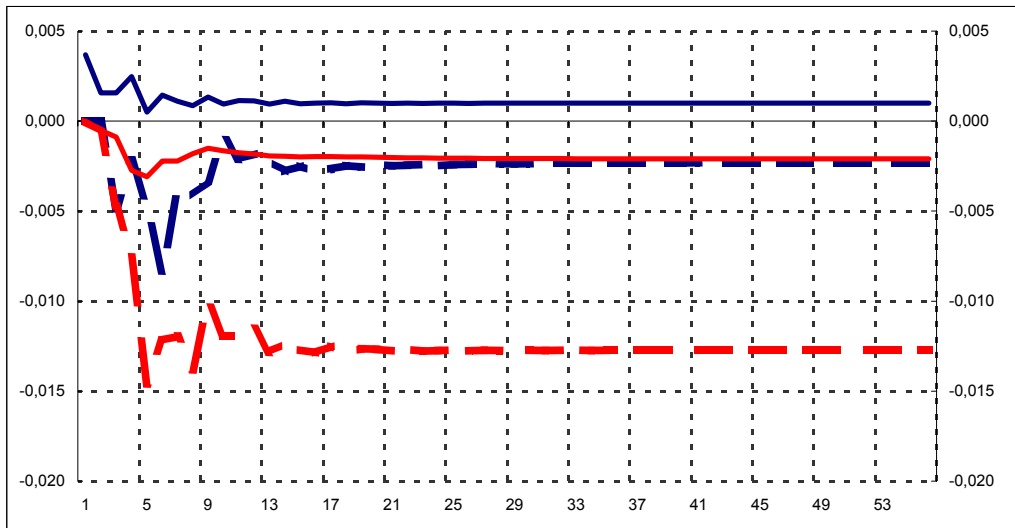
CND



— CND - - - NWR
 — HTIR - - - dHPI_PCD

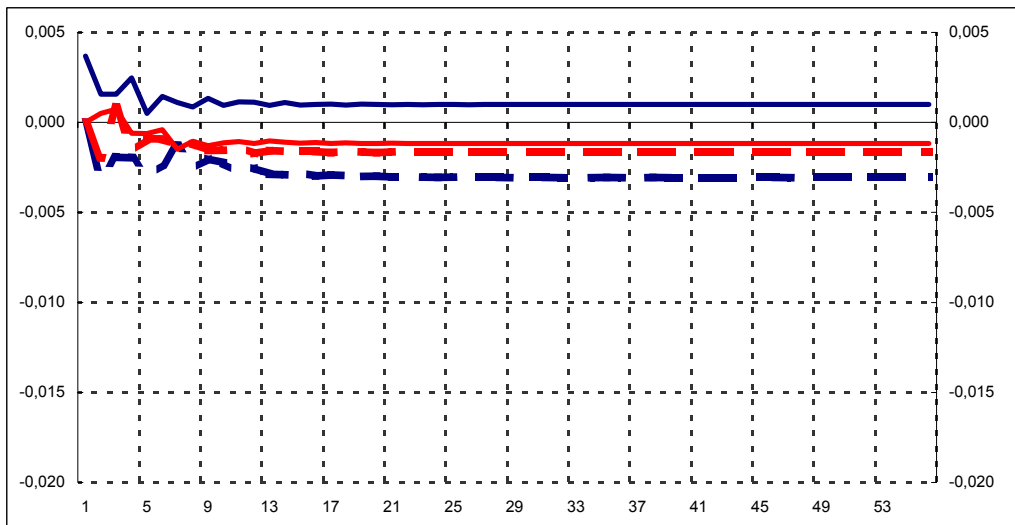
Función de respuesta acumulada a un impulso estandarizado en:

HTIR



— HTIR - - - CD
 — CND - - - RIR

HTIR



— HTIR - - - NWR
 — HLYR - - - dHPI_PCD

Sub-sistema dinámico de Consumo (a)

Var. endógenas: {cnd, cd, hlyr}

Variables condicionales en relaciones de cointegración:{nfwr, hwr, htir, S90}

Var. determinísticas: {constante, d8523, d9423, d92234}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

n° de retardos: 4

Rango = 2

	β_1	β_2
cnd	1,00 [-]	0,00 [-]
cd	0,00 [-]	1,00 [-]
hlyr	-0,50 [-]	-1,00 [-]
nfwr	-0,06 [0,03]	-0,27 [0,09]
hwr	-0,16 [0,03]	-0,11 [0,10]
htir	0,89 [0,47]	0,00 [-]
s90	0,00 [-]	0,10 [0,05]
	$\alpha(\beta_1)$	$\alpha(\beta_2)$
Δ cnd	-0,22 [0,09]	0,00 [-]
Δ cd	0,00 [-]	-0,28 [0,10]
Δ hlyr	0,57 [0,16]	0,13 [0,04]

LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(6) = 35.752 [0.0000]$ **

Var. endógenas: {cnd, cd, hlyr, hwr}

Variables condicionales en relaciones de cointegración:{nfwr, htir, S90}

Var. determinísticas: {constante, d8523, d9423, d92234}

Periodo temporal: 1982.I - 2001.IV

n° de retardos: 4

Rango = 2

	β_1	β_2
cnd	1,00 [-]	0,00 [-]
cd	0,00 [-]	1,00 [-]
hlyr	-0,50 [-]	-1,00 [-]
nfwr	0,00 [-]	-0,41 [0,06]
hwr	-0,21 [0,01]	0,00 [-]
htir	1,35 [0,34]	0,00 [-]
s90	0,00 [-]	0,11 [0,03]
	$\alpha(\beta_1)$	$\alpha(\beta_2)$
Δ cnd	-0,14 [0,07]	0,00 [-]
Δ cd	0,00 [-]	-0,27 [0,08]
Δ hlyr	0,51 [0,13]	0,14 [0,04]
Δ hwr	0,33 [0,15]	0,00 [-]

LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(9) = 29.844 [0.0005]$ **

(a) Entre corchetes se dan los errores estándar

PUBLICACIONES DEL BANCO DE ESPAÑA

DOCUMENTOS DE TRABAJO¹

- 0401 ROBERTO BLANCO, SIMON BRENNAN Y IAN W. MARSH: An empirical analysis of the dynamic relationship between investment grade bonds and credit default swaps.
- 0402 ENRIQUE ALBEROLA Y LUIS MOLINA: What does really discipline fiscal policy in emerging markets? The role and dynamics of exchange rate regimes.
- 0403 PABLO BURRIEL-LLOMBART: An economic analysis of education externalities in the matching process of UK regions (1992-1999).
- 0404 FABIO CANOVA, MATTEO CICCARELLI Y EVA ORTEGA: Similarities and convergence in G-7 cycles.
- 0405 ENRIQUE ALBEROLA, HUMBERTO LÓPEZ Y LUIS SERVÉN: Tango with the gringo: the hard peg and real misalignment in Argentina.
- 0406 ANA BUISÁN, JUAN CARLOS CABALLERO Y NOELIA JIMÉNEZ: Determinación de las exportaciones de manufacturas en los países de la UEM a partir de un modelo de oferta-demanda.
- 0407 VÍTOR GASPAS, GABRIEL PÉREZ QUIRÓS Y HUGO RODRÍGUEZ MENDIZÁBAL: Interest rate determination in the interbank market.
- 0408 MÁXIMO CAMACHO, GABRIEL PÉREZ-QUIRÓS Y LORENA SAIZ: Are european business cycles close enough to be just one?
- 0409 JAVIER ANDRÉS, J. DAVID LÓPEZ-SALIDO Y EDWARD NELSON: Tobin's imperfect assets substitution in optimizing general equilibrium.
- 0410 A. BUISÁN, J. C. CABALLERO, J. M. CAMPA Y N. JIMÉNEZ: La importancia de la histéresis en las exportaciones de manufacturas de los países de la UEM.
- 0411 ANDREW BENITO, FRANCISCO JAVIER DELGADO Y JORGE MARTÍNEZ PAGÉS: A synthetic indicator of financial pressure for Spanish firms.
- 0412 JAVIER DELGADO, IGNACIO HERNANDO Y MARÍA J. NIETO: Do European primarily Internet banks show scale and experience efficiencies?
- 0413 ÁNGEL ESTRADA, JOSÉ LUIS FERNÁNDEZ, ESTHER MORAL Y ANA V. REGIL: A quarterly macroeconomic model of the Spanish economy.
- 0414 GABRIEL JIMÉNEZ Y JESÚS SAURINA: Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk.
- 0415 MIGUEL CASARES: On monetary policy rules for the euro area.
- 0416 MARTA MANRIQUE SIMÓN Y JOSÉ MANUEL MARQUÉS SEVILLANO: Una aproximación empírica a la evolución de la tasa natural de interés y el crecimiento potencial.
- 0417 REGINA KAISER Y AGUSTÍN MARAVALL: Combining filter design with model-based filtering (with an application to business-cycle estimation).
- 0418 JÉRÔME HENRY, PABLO HERNÁNDEZ DE COS Y SANDRO MOMIGLIANO: The short-term impact of government budgets on prices: evidence from macroeconomic models.
- 0419 PILAR BENGOCHEA Y GABRIEL PÉREZ-QUIRÓS: A useful tool to identify recessions in the euro area.
- 0420 GABRIEL JIMÉNEZ, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: Determinants of collateral.
- 0421 CARMEN MARTÍNEZ-CARRASCAL Y ANA DEL RÍO: Household borrowing and consumption in Spain: A VECM approach.
- 0422 LUIS J. ÁLVAREZ E IGNACIO HERNANDO: Price setting behaviour in Spain: Stylised facts using consumer price micro data.
- 0423 JUAN CARLOS BERGANZA Y ALICIA GARCÍA-HERRERO: What makes balance sheet effects detrimental for the country risk premium?
- 0501 ÓSCAR J. ARCE: The fiscal theory of the price level: a narrow theory for non-fiat money.
- 0502 ROBERT-PAUL BERBEN, ALBERTO LOCARNO, JULIAN MORGAN Y JAVIER VALLÉS: Cross-country differences in monetary policy transmission.
- 0503 ÁNGEL ESTRADA Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO: Sectoral mark-up dynamics in Spain.
- 0504 FRANCISCO ALONSO, ROBERTO BLANCO Y GONZALO RUBIO: Testing the forecasting performance of Ibx 35 option-implied risk-neutral densities.

1. Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

- 0505 ALICIA GARCÍA-HERRERO Y ÁLVARO ORTIZ: The role of global risk aversion in explaining Latin American sovereign spreads.
- 0506 ALFREDO MARTÍN, JESÚS SAURINA Y VICENTE SALAS: Interest rate dispersion in deposit and loan markets.
- 0507 MÁXIMO CAMACHO Y GABRIEL PÉREZ-QUIRÓS: Jump-and-rest effect of U.S. business cycles.
- 0508 LUIS J. ÁLVAREZ, PABLO BURRIEL AND IGNACIO HERNANDO: Do decreasing hazard functions for price changes make any sense?
- 0509 ÁNGEL DE LA FUENTE Y JUAN F. JIMENO: The private and fiscal returns to schooling and the effect of public policies on private incentives to invest in education: a general framework and some results for the EU.
- 0510 JUAN J. DOLADO, MARCEL JANSEN Y JUAN F. JIMENO: Dual employment protection legislation: a framework for analysis.
- 0511 ANA DEL RÍO Y GARRY YOUNG: The determinants of unsecured borrowing: evidence from the British household panel survey.
- 0512 ANA DEL RÍO Y GARRY YOUNG: The impact of unsecured debt on financial distress among British households.
- 0513 ADELA LUQUE: Skill mix and technology in Spain: evidence from firm-level data.
- 0514 J. DAVID LÓPEZ-SALIDO, FERNANDO RESTOY Y JAVIER VALLÉS: Inflation differentials in EMU: The Spanish case.
- 0515 ISAAC ALFON, ISABEL ARGIMÓN Y PATRICIA BASCUÑANA-AMBRÓS: How individual capital requirements affect capital ratios in UK banks and building societies.
- 0516 JOSÉ MANUEL CAMPA E IGNACIO HERNANDO: M&As performance in the european financial industry.
- 0517 ALICIA GARCÍA-HERRERO AND DANIEL SANTABÁRBARA: Does China have an impact on foreign direct investment to Latin America?
- 0518 MAXIMO CAMACHO, GABRIEL PEREZ-QUIROS AND LORENA SAIZ: Do European business cycles look like one?
- 0519 DANIEL PÉREZ, VICENTE SALAS-FUMÁS Y JESÚS SAURINA: Banking integration in Europe.
- 0520 JORDI GALÍ, MARK GERTLER Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO: Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve.
- 0521 JAVIER ANDRÉS, J. DAVID LÓPEZ-SALIDO Y EDWARD NELSON: Sticky-price models and the natural rate hypothesis.
- 0522 OLYMPIA BOVER: Wealth effects on consumption: microeconomic estimates from the Spanish survey of household finances.
- 0523 ENRIQUE ALBEROLA, LUIS MOLINA Y DANIEL NAVIA: Say you fix, enjoy and relax: the deleterious effect of peg announcements on fiscal discipline.
- 0524 AGUSTÍN MARAVALL: An application of the TRAMO SEATS automatic procedure; direct versus indirect adjustment.
- 0525 ALICIA GARCÍA-HERRERO Y MARÍA SOLEDAD MARTÍNEZ-PERÍA: The mix of international banks' foreign claims: determinants and implications for financial stability.
- 0526 J. IGNACIO GARCÍA-PÉREZ Y JUAN F. JIMENO: Public sector wage gaps in Spanish regions.
- 0527 LUIS J. ÁLVAREZ, PABLO BURRIEL E IGNACIO HERNANDO: Price setting behaviour in Spain: evidence from micro PPI data.
- 0528 EMMANUEL DHYNE, LUIS J. ÁLVAREZ, HERVÉ LE BIHAN, GIOVANNI VERONESE, DANIEL DIAS, JOHANNES HOFFMANN, NICOLE JONKER, PATRICK LÜNNEMANN, FABIO RUMLER Y JOUKO VILMUNEN: Price setting in the euro area: some stylized facts from individual consumer price data.
- 0529 TERESA SASTRE Y JOSÉ LUIS FERNÁNDEZ-SÁNCHEZ: Un modelo empírico de las decisiones de gasto de las familias españolas.

BANCO DE ESPAÑA

Unidad de Publicaciones
Alcalá, 522; 28027 Madrid
Teléfono +34 91 338 6363. Fax +34 91 338 6488
e-mail: Publicaciones@bde.es
www.bde.es

