

Manuel León Navarro*
Íñigo Tejera Martín**

RIQUEZA RESIDENCIAL, RIQUEZA FINANCIERA Y POLÍTICA MONETARIA

En este artículo, para la economía española, se realiza una descomposición de la respuesta del consumo ante un shock en el tipo de interés. En el análisis se incorporan las variables de los marcos teóricos que justifican un efecto de las viviendas, es decir de los modelos de ciclo vital y acelerador financiero. Los resultados indican que un aumento del tipo de interés genera una caída del consumo a largo plazo. La importancia de cada componente en dicha caída varía con el plazo considerado, pero en el largo plazo el componente más importante es el componente asociado a la riqueza residencial seguido del asociado a la riqueza financiera. Por otro lado, la reacción del consumo en los primeros períodos es pequeña ya que solamente actúa el efecto directo o encarecimiento del crédito. A medida que pasan los periodos la caída del consumo es sensiblemente mayor ya que se añaden los efectos de ambas riquezas.

Palabras clave: riqueza residencial, riqueza financiera, precio de las viviendas, política monetaria.
Clasificación JEL: C32, C51, E21 y E43.

1. Introducción

El papel del sector inmobiliario en las etapas de crecimiento económico y su contribución en los momentos de crisis ha suscitado un fuerte debate en la literatura económica desde los años setenta. A raíz de la fuerte expansión de la economía española como consecuencia, entre otros, del fuerte crecimiento de la construcción de nuevas viviendas y su reciente contribución en

la crisis, se ha trasladado el debate, tanto en el entorno académico como en el profesional, al caso español.

Muchos son los puntos desde los que se puede estudiar el papel de las viviendas en la economía. Uno de los efectos más importantes del sector inmobiliario se produce a través de su papel como riqueza residencial en el clásico efecto riqueza.

El efecto riqueza, un aumento del consumo como consecuencia de aumentos en la riqueza, es un tema clásico de la literatura. Ya en los años sesenta, Ando y Modigliani (1963) [1] generalizan la idea de Friedman (1957) [14], y proponen el denominado «modelo de ciclo vital-renta permanente». En dicho modelo se dice que el consumo es función de la renta disponible y se concluye

* Centro Universitario Cardenal Cisneros. Madrid
** Departamento de Estadística. Universidad Nacional de Educación a Distancia.

que, si se producen aumentos inesperados en la riqueza de las familias, éstas aumentarán el consumo.

Para comprobar empíricamente la existencia de dicho efecto riqueza, la literatura parte de una ecuación en la que el consumo es función de la riqueza. La estimación significativa del coeficiente asociado a la riqueza, es decir de la propensión marginal a consumir (MPC), indica la existencia del efecto riqueza. Así, trabajos que encuentran un efecto riqueza significativo son Davis y Palumbo (2001) [9], Lettau y Ludvigson (2004) [18], Fernández-Corugedo *et al.* (2003) [12], Hamburg *et al.* (2005) [15] y Slacalek (2006) [25].

El modelo de ciclo vital predice que el efecto riqueza es independiente del tipo de la misma. Por lo tanto, la riqueza financiera y la riqueza residencial tendrán el mismo efecto en el consumo. Posteriormente se han propuesto razones por las que los efectos de los distintos tipos de riqueza puedan diferir. Una revisión de los mismos puede consultarse en Case, Quigley y Shiller (2005) [7].

Debido a que la teoría económica no determina la magnitud del efecto de los distintos tipos de riqueza, la literatura empírica ha tratado de responder a dicha pregunta. Para ello, en la ecuación del consumo se incorporan por separado ambos tipos de riqueza: financiera y residencial. Los coeficientes asociados a cada riqueza serán los efectos riqueza. Con ellos, se puede contrastar por separado la existencia de los efectos riqueza y, si ambos son significativos, comparar el tamaño de ambos. Aunque no hay consenso, existe una mayor cantidad de trabajos que han estimado el efecto riqueza residencial en una mayor cuantía que el efecto riqueza financiera, Barata y Pacheco (2003) [4], Pichette y Tremblay (2003) [23], Catte *et al.* (2004) [8], Carroll (2004) [5], Case, Quigley y Shiller (2005) [7], Rapach y Strauss (2006) [24] y Carroll *et al.* (2006) [6]. Por otro lado Ludwig y Slok (2004) [19] así como Dvornak y Kohler (2007) [10] encuentran un efecto riqueza similar y solamente Matsubayashi (2006) [20] encuentra un efecto riqueza financiera superior.

Si bien las metodologías econométricas de los tra-

bajos que estiman el efecto riqueza difieren, todos ellos tienen un punto en común. Dicho punto en común consiste en que en todos los trabajos se especifica un *shock* específico para cada tipo de riqueza.

Si bien, este análisis es interesante, se puede considerar insuficiente en dos aspectos. En primer lugar, la comparación se hace sólo en el largo plazo, ignorando la existencia y comparación de efectos a corto y medio plazo. En segundo lugar, es más interesante estimar ambos efectos riqueza ante un *shock* común. Debido a que muchos de los *shocks* que suceden en la economía son monetarios, es importante evaluar la contribución al consumo, en todos los plazos temporales, de las riquezas residencial y financiera, cuando se produce un *shock* monetario común que afecte a ambas riquezas. Lógicamente, las distintas respuestas de cada tipo de riqueza al *shock* monetario determinará la contribución de cada riqueza en el comportamiento del consumo.

Por otro lado, en la literatura existe otro grupo de trabajos en el que las viviendas afectan al consumo a través de su papel como garantía de los préstamos. Utilizando modelos de equilibrio general, llamados de acelerador financiero, concluyen que un aumento del precio de las viviendas genera un aumento de la cantidad que puede pedirse prestada y por lo tanto un aumento del consumo y la actividad, Aoki *et al.* (2002) [2], Lastrapes (2002) [17], Aoki *et al.* (2004) [3] y Iacoviello (2005) [16]. Dichos trabajos encuentran evidencia empírica de dicho efecto colateral estimando, a partir de modelos VAR, la respuesta del consumo y el precio de las viviendas ante un aumento en los tipos de interés. Como ambas respuestas tienen el mismo signo, se concluye que el precio de las viviendas tiene un efecto positivo en el consumo.

Por lo tanto, existen dos diferencias significativas en ambos grupos de trabajos. En primer lugar, el número de variables utilizado en cada grupo es diferente. Mientras que en los modelos de ciclo vital se excluye el precio de las viviendas, en los modelos de acelerador financiero se excluye la riqueza residencial. En segundo lugar, mientras que en los primeros se especifica un

shock específico para cada riqueza, en los segundos se especifica un *shock* en los tipos de interés que afecta a todas las variables del sistema.

Si tanto el precio de las viviendas como la riqueza residencial real juegan un papel importante y diferente en la determinación del consumo, ninguna de las metodologías pueden arrojar estimaciones consistentes, ya que ambas omiten variables relevantes. Es importante notar que en el caso de especificar la riqueza residencial real, se supone de forma implícita que la riqueza residencial nominal y el precio de las viviendas tienen el mismo efecto pero con el signo cambiado. Para evitar esta restricción, que además no suele ser contrastada, es importante distinguir entre los efectos que produce la cantidad de viviendas y los efectos que produce un aumento en el precio de las mismas.

En este artículo se estiman y comparan la importancia de los diferentes tipos de riqueza, residencial y financiera, y del precio de las viviendas en el consumo privado.

Para ello, usando la metodología de León y Flores (2012) [21] se estima la respuesta del consumo ante un *shock* en el tipo de interés y se descompone dicha respuesta en cinco componentes: *i)* un efecto directo del tipo de interés sobre el consumo denominado el «efecto del coste del crédito», *ii)* el efecto riqueza residencial, *iii)* el efecto debido al precio de las viviendas, *iv)* el efecto riqueza financiera, y *v)* el efecto de retroalimentación debido a la reacción del Banco Central.

Por lo tanto, el conjunto de variables relevantes está formado por el consumo, la riqueza residencial, el precio de las viviendas, la riqueza financiera y el tipo de interés. Al incluir todas las variables relevantes de ambas metodologías propuestas en la literatura, se consiguen estimaciones consistentes. Además, si alguna variable resulta ser irrelevante, el análisis empírico lo detectaría. Por lo tanto, no habría pérdidas de eficiencia debido a un exceso de variables no relevantes.

Los resultados más importantes del artículo son tres: *i)* un aumento de un 1 por 100 en los tipos de interés produce una caída del consumo de 1,8 puntos

porcentuales, una caída de la riqueza financiera de 11 puntos porcentuales, una caída en la tasa de crecimiento de la riqueza residencial de 0,14 puntos porcentuales y una caída en la tasa de crecimiento del precio de las viviendas de 0,43 puntos porcentuales; *ii)* de los 1,8 puntos de caída del consumo, 0,45 se deben a un efecto directo por el encarecimiento del crédito. 0,83 puntos se deben al efecto indirecto de la riqueza residencial, 0,72 puntos se deben al efecto indirecto de la riqueza financiera, 0,22 puntos se deben al efecto indirecto del precio de las viviendas y un aumento de 0,34 puntos se deben al efecto retroalimentación, indicando que en el largo plazo ambas riquezas tienen un efecto importante en el consumo; y *iii)* la respuesta del consumo se produce de forma progresiva en el tiempo, siendo pequeña en los primeros períodos donde el efecto más importante es el efecto encarecimiento del crédito y va ganando en importancia con los años, a medida que se desarrollan en primer lugar el efecto riqueza financiera y posteriormente el efecto riqueza residencial.

El trabajo se organiza de la manera siguiente: en el apartado 2 se presenta el análisis empírico necesario para estimar la respuesta del consumo y sus componentes. En el 3 se discuten los efectos sobre las variables del sistema ante un aumento en el tipo de interés. En el apartado 4 se analizan los efectos riqueza y colateral y con ellos se analizan los efectos de la política monetaria ocurrida entre los años 2006 y 2010. Por último, en el apartado 5 se presentan las conclusiones más importantes.

2. Modelo empírico

Para estimar la respuesta del consumo y descomponerla entre sus componentes se adapta la metodología teórica utilizada en Flores *et al.* (1998) [13] y Pereira y Flores (1999) [22]. Dicha metodología admite finalmente una representación vectorial multivariante de series temporales que no impone ninguna restricción a priori en las variables. Permite que las variables sean no estacionarias, la existencia de relaciones de cointegración

y cualquier otro tipo de relaciones entre las variables. Además, permite también identificar los *shocks* estructurales sin imponer ninguna propiedad estadística en las variables ni en sus relaciones.

En este apartado se presentan los principales resultados empíricos que permiten encontrar el modelo empírico multivariante con el que responder al objetivo del artículo. Un análisis detallado puede consultarse en el Anexo A.

En primer lugar se realiza el análisis univariante para las series del análisis: el consumo (c_t), la riqueza residencial (w_t), el precio de las viviendas (pv_t), la riqueza financiera (f_t) y el tipo de interés (r_t). Los análisis gráficos así como el contraste ADF muestran que las series c_t , f_t y r_t son claramente I(1), mientras que las series w_t y pv_t son I(2).

A continuación se buscan relaciones de cointegración con el método de Engle y Granger en el vector de variables no estacionarias ($c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t, f_t, r_t$). Se encuentran las dos relaciones de cointegración que se presentan en las ecuaciones [3] y [4].

$$ecm1_t = \nabla w_t - 0,13\nabla pv_t + 0,05r_t \quad [3]$$

$$ecm2_t = f_t + 13,42r_t \quad [4]$$

La relación de cointegración de la ecuación [3] se interpreta como la oferta de viviendas de la economía ya que dicha ecuación muestra una relación positiva de equilibrio entre el crecimiento de la riqueza residencial (la construcción de nuevas viviendas) y la inflación residencial. La relación de cointegración de la ecuación [4] muestra una relación de equilibrio en el mercado financiero, donde si aumenta el tipo de interés, el valor actual de la riqueza financiera se reduce.

Utilizando la ratio de verosimilitudes se determina que el orden adecuado para el VAR no estacionario es 3 y por lo tanto, con las dos relaciones de cointegración anteriores, se especifica un modelo vectorial de corrección de error (VEC) de orden 2. Dicho modelo se estima en dos etapas, en la primera se estiman las

relaciones de cointegración obtenidas del método de Engle y Granger por MCO. En la segunda, se estiman los demás parámetros por mínimos cuadrados generalizados (MCG).

Se utilizan las herramientas básicas de diagnóstico y se determina que el modelo estimado es adecuado. Además se presenta la matriz de correlaciones instantáneas residual en [5].

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,36 & 0,20 & -0,21 & -0,17 \\ 0,36 & 1,00 & -0,04 & 0,37 & -0,50 \\ 0,20 & -0,04 & 1,00 & -0,07 & -0,03 \\ -0,21 & 0,37 & -0,07 & 1,00 & -0,73 \\ -0,17 & -0,50 & -0,03 & -0,73 & 1,00 \end{pmatrix} \quad [5]$$

A partir de dicha matriz de correlaciones se obtiene la matriz V, que permite encontrar el modelo estructural¹ en el que las correlaciones instantáneas de los residuos de la ecuación del tipo con el resto de ecuaciones no son significativas. Con dicha matriz se obtiene el modelo estructural que se presenta en el Cuadro 1.

La matriz de correlaciones del modelo estructural se presenta en [6], donde se observa que las correlaciones del tipo con el resto de ecuaciones son 0.

$$\rho^*(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,32 & 0,17 & -0,49 & -0,01 \\ 0,32 & 1,00 & -0,07 & 0,01 & 0,00 \\ 0,17 & -0,07 & 1,00 & -0,11 & -0,02 \\ -0,49 & 0,01 & -0,11 & 1,00 & 0,01 \\ -0,01 & 0,00 & -0,02 & 0,01 & 1,00 \end{pmatrix} \quad [6]$$

¹ El modelo que se obtiene no es el modelo plenamente estructural ya que éste necesita supuestos acerca de todas las correlaciones instantáneas. Sin embargo, el MRC utilizado no necesita hacer todos los supuestos para encontrar la respuesta de las variables ante un *shock* en el tipo de interés.

3. Efectos de la política monetaria

En este apartado se analizan los efectos de una política monetaria restrictiva, es decir, las respuestas de las variables del sector privado ante un aumento en el tipo de interés. Para ello, a partir del modelo ortogonalizado del Cuadro 1, se calculan las funciones de respuesta del consumo, de la riqueza residencial, del precio de las viviendas y de la riqueza financiera ante un aumento permanente en el tipo de interés. En el Cuadro 2 se presentan dichas funciones para las variables en niveles, así como para sus tasas de crecimiento².

Como se observa en el Cuadro 2, así como en el Gráfico 1, un aumento permanente unitario de los tipos de interés genera una caída permanente en la tasa de crecimiento de la riqueza residencial del 0,15 por 100. Dicha caída se origina de la siguiente manera: cuando aumentan los tipos de interés se produce una caída instantánea de la riqueza residencial del 0,03 por 100. El efecto autoregresivo de la riqueza financiera y el ajuste en la oferta de viviendas generan una caída en los períodos siguientes: 0,08 por 100 en el primero y 0,15 por 100 en el segundo, por lo tanto se concluye que la respuesta de la tasa de crecimiento de las viviendas es muy rápida.

Económicamente, esta respuesta muestra cómo el sector de la construcción reacciona ante la política monetaria. Para la construcción de nuevas viviendas se utiliza un período medio de dos años, en el que las constructoras deben financiar sus costes de construcción. Si el tipo de interés sube, el coste de financiación de la construcción de nuevas viviendas aumenta y por lo tanto se pueden llevar a cabo menos proyectos inmobiliarios.

Por otro lado, un aumento permanente en los tipos de interés produce una caída instantánea de la tasa de crecimiento del precio de las viviendas del 0,04 por 100 (Cuadro 2 y Gráfico 2). Esta leve caída se mantiene

² Se obtienen también unas bandas de confianza con el método de *bootstrap* (EFRON y TIBSHIRANI, 1993 [11]). Dichas bandas, que aparecen en líneas discontinuas en los gráficos siguientes, se pueden consultar en el Anexo B.

CUADRO 1
MODELO VEC ORTOGONALIZADO

Variable dependiente	Ecuaciones*				
	∇c_t	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 p v_t$	∇f_t	∇r_t
μ	0,01	–	–	11,85	–
$ecm1_{t-1}$	–	–0,02	–	–	–
$ecm2_{t-1}$	–	–	–	–0,81	–
∇c_{t-1}	0,53	–	–	–	–
$\nabla^2 w_{t-1}$	2,22	0,50	–	–	–
$\nabla^2 p_{t-1}$	0,21	0,01	–0,35	2,44	0,36
∇f_{t-1}	0,03	–	–	–	–
∇r_{t-1}	–0,13	–0,04	–	2,21	–
∇c_{t-2}	–	–	–	2,73	–
$\nabla^2 w_{t-2}$	–	–	–	–	–
$\nabla^2 p_{t-2}$	–	–	–	–	–
∇f_{t-2}	–	–	0,05	–	–
∇r_{t-2}	–	–	–	–	–
∇r_t	–0,08	–0,03	–0,04	–6,79	na

NOTA: * El cuadro muestra los coeficientes estimados del modelo VEC ortogonalizado. Cada columna representa una ecuación del mismo. Los términos $ecm1_t$ y $ecm2_t$ representan las relaciones de cointegración.
FUENTE: Elaboración propia.

prácticamente constante en el período siguiente. Después de este tiempo muerto de dos períodos, la inflación residencial cae un 0,36 por 100 (en el segundo período), aumentado progresivamente hasta el 0,55 por 100 después de cinco períodos. A partir de ese momento se produce un ajuste en la caída de la inflación residencial hasta el 0,44 por 100 de largo plazo.

Dicha respuesta muestra cómo uno de los componentes principales de la demanda de viviendas es el tipo de interés al que las familias acceden a los créditos hipotecarios. Si los tipos aumentan, la demanda de créditos se reduce y con ella la demanda de nuevas viviendas que presiona el precio a la baja.

Como se observa en el Cuadro 2, así como en el Gráfico 3, un aumento permanente en los tipos de interés produce una caída transitoria en la tasa de crecimiento de la riqueza financiera, o, lo que es lo mismo, una caída permanente en el nivel de riqueza financiera a largo plazo del 11,29 por 100. Instantáneamente se produce

CUADRO 2

IRF DE ∇r_t

Año	c_t	f_t	r_t	∇c_t	∇w_t	∇pv_t	∇f_t	∇r_t
0	-0,08	-6,79	1,00	-0,08	-0,03	-0,04	-6,79	1,00
1	-0,50	-9,93	0,98	-0,42	-0,08	-0,03	-3,14	-0,02
2	-0,01	-12,84	0,99	-0,41	-0,15	-0,36	-2,91	0,01
3	-1,41	-14,34	0,87	-0,50	-0,18	-0,40	-1,51	-0,12
4	-1,77	-13,57	0,86	-0,36	-0,19	-0,53	0,77	-0,01
5	-1,98	-13,29	0,81	-0,21	-0,18	-0,55	0,29	-0,05
6	-2,08	-12,42	0,80	-0,10	-0,18	-0,51	0,86	-0,01
7	-2,09	-11,67	0,82	-0,01	-0,17	-0,51	0,75	0,02
8	-2,05	-11,34	0,82	0,03	-0,17	-0,47	0,33	0,00
9	-2,02	-11,07	0,83	0,04	-0,17	-0,44	0,28	0,02
10	-1,99	-11,05	0,84	0,04	-0,16	-0,44	0,02	0,01
20	-1,88	-11,29	0,84	0,01	-0,15	-0,44	0,01	0,00

FUENTE: Elaboración propia

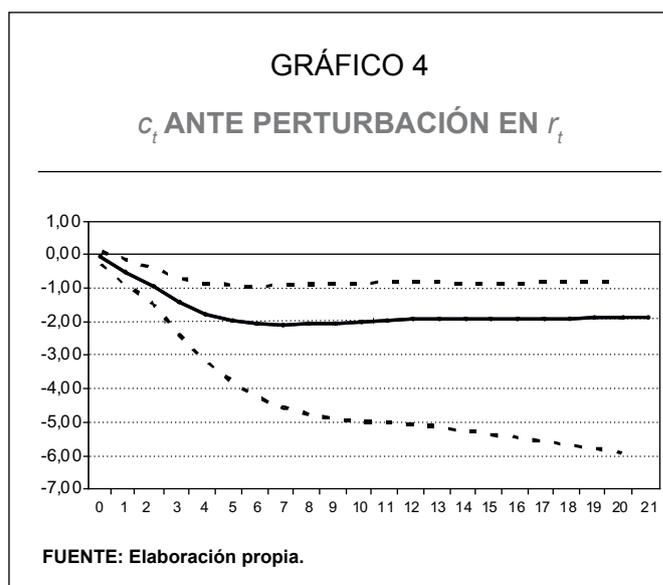
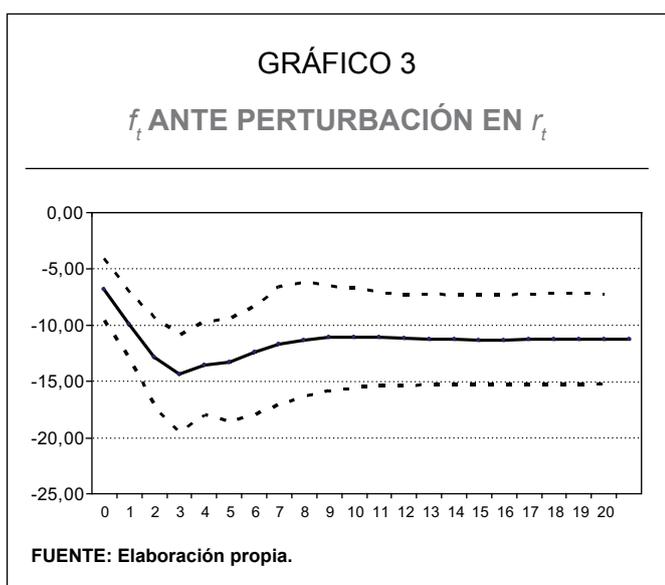
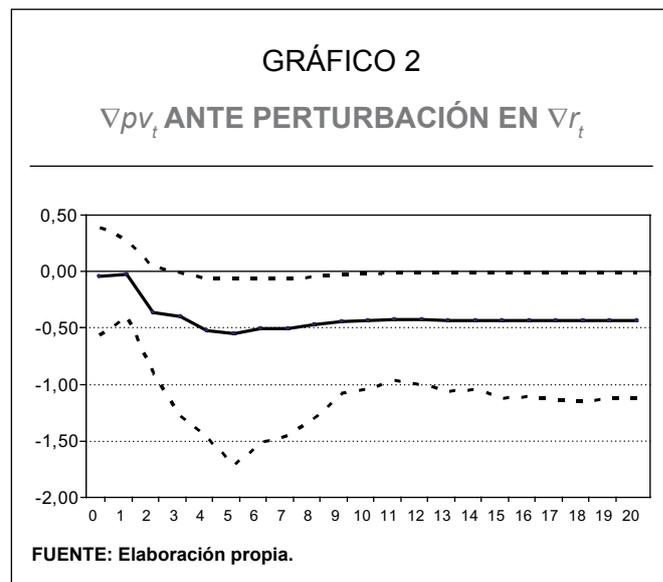
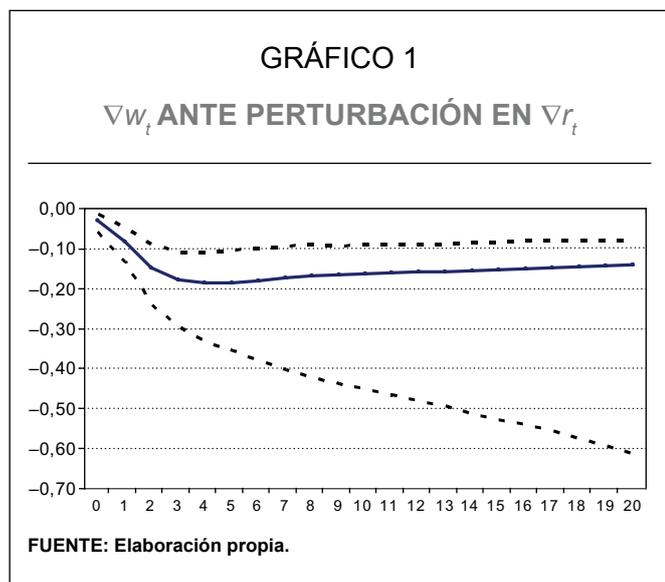
una caída del 6,79 por 100. Los desequilibrios del mercado financiero así como la influencia del precio de las viviendas generan caídas en los períodos siguientes que alcanzan el 14,34 por 100 en el tercer período.

La respuesta anterior es compatible con los modelos de valor presente, en los cuales el valor de un activo depende del flujo descontado de las rentas que genera. Si aumenta el tipo de interés, el valor actual de las rentas futuras disminuye y, por lo tanto, también se reduce el valor del activo. En este caso, la respuesta muestra la elasticidad de los activos financieros ante variaciones en los tipos de interés, cuyo aumento reduce el valor del flujo descontado de las rentas futuras.

Por último, el aumento en los tipos de interés genera una caída permanente en el consumo o transitoria en su tasa de crecimiento (Cuadro 2 y Gráfico 4). Instantáneamente se produce una caída del 0,08 por 100 en el consumo. Un año después, se produce una caída del 0,5 por 100 y aumenta de forma lenta y progresiva hasta el 1,98 por 100 en el quinto período. Al final, el consumo se recupera ligeramente dejando la caída final de largo plazo en el 1,88 por 100.

Existen múltiples razones por las que el consumo puede caer ante un aumento en el tipo de interés. El consumo se puede ver afectado porque al aumentar el tipo de interés aumenta el precio de los créditos al consumo y por lo tanto se reduce el consumo. Por otro lado, como hemos visto anteriormente, al aumentar el tipo de interés se reducen tanto la riqueza residencial como financiera y, por lo tanto, las familias, que tienen menos riqueza, deciden consumir menos. Otro posible motivo es que, al aumentar el tipo de interés se reduce la demanda de viviendas y con ella el precio de las mismas, y al reducirse el valor de las viviendas se reduce la cantidad que puede usarse como garantía para la concesión de nuevos créditos y por lo tanto se reduce el consumo.

Si bien, todas las razones anteriores están detrás de la respuesta del consumo, la metodología utilizada en el artículo permite determinar si, efectivamente, dichas razones existen y, lo más importante, cuantificar cual es el componente más importante. Además, la importancia del componente dependerá del plazo temporal elegido.



4. Estimación de los componentes de la respuesta del consumo

Utilizando la metodología de León y Flores (2012) [21] se descompone la respuesta del consumo ante un *shock* en el tipo de interés ($\Psi_{rc}(B)$) en cinco componentes: *i*) un efecto directo del tipo de interés sobre el consumo denominado «el efecto del coste del cré-

dito» ($\Gamma_c(B)$); *ii*) el efecto riqueza residencial ($\Theta_w(B)$); *iii*) el efecto debido al precio de las viviendas ($\Theta_p(B)$); *iv*) el efecto riqueza financiera ($\Theta_f(B)$); y *v*) el efecto de retroalimentación debido a la reacción del Banco Central ante cambios en la riqueza residencial ($\Upsilon_{cw}(B)$), el precio de las viviendas ($\Upsilon_{cpv}(B)$) y la riqueza financiera ($\Upsilon_{cf}(B)$).

CUADRO 3
CONSUMO: SEPARACIÓN DE EFECTOS

Año	$\Psi_{rc}(B)$	$\Gamma_c(B)$	$\Theta_w(B)$	$\Theta_p(B)$	$\Theta_r(B)$	$\Upsilon_{cp}(B)$
0	-0,08	-0,08	0,00	0,00	0,00	0,00
1	-0,50	-0,25	-0,07	-0,01	-0,17	0,00
2	-0,91	-0,34	-0,22	-0,01	-0,35	0,01
3	-1,41	-0,39	-0,45	-0,08	-0,51	0,02
4	-1,77	-0,42	-0,64	-0,13	-0,66	0,08
5	-1,98	-0,43	-0,78	-0,18	-0,73	0,14
6	-2,08	-0,44	-0,87	-0,22	-0,78	0,23
7	-2,09	-0,44	-0,93	-0,23	-0,80	0,31
8	-2,05	-0,44	-0,95	-0,24	-0,79	0,37
9	-2,02	-0,44	-0,96	-0,25	-0,78	0,41
10	-1,99	-0,45	-0,96	-0,24	-0,76	0,42
20	-1,88	-0,45	-0,83	-0,22	-0,72	0,34

FUENTE: Elaboración propia.

Los resultados se presentan en el Cuadro 3. En dicho cuadro no aparecen $\Upsilon_{cw}(B)$ y $\Upsilon_{cr}(B)$, ya que las estimaciones fueron 0.

Como se observa en el Cuadro 3 la caída a largo plazo en el consumo (1,88 por 100) debido a un aumento en el tipo de interés, se puede descomponer en: *i*) una caída del 0,45 por 100 debido al efecto directo; *ii*) una caída del 0,83 por 100 debida al papel de la riqueza residencial; *iii*) una caída del 0,72 por 100 debida al papel de la riqueza financiera; *iv*) una caída del 0,22 por 100 debido al efecto unidireccional del precio de las viviendas y *v*) un aumento del 0,34 por 100 debido al efecto de retroalimentación generado por la reacción del Banco Central ante el precio de las viviendas.

Por lo tanto, el efecto riqueza residencial es el que tiene una importancia mayor en la caída del consumo seguido en una cuantía similar por el efecto riqueza financiera. Si la actividad económica se desacelera y la cantidad de riqueza disminuye, las familias detienen sus decisiones de consumo.

En cuanto a la estructura de las respuestas en el tiempo, se observa que al aumentar el tipo de interés un 1 por 100 se produce una caída instantánea del consu-

mo del 0,08 por 100. Dicha caída es debida únicamente al efecto directo. En los siguientes tres períodos se produce una caída progresiva del consumo debido al efecto directo hasta llegar al 0,39 por 100. Dicha caída supone el 87 por 100 de la caída total debido al efecto directo, indicando que el efecto directo se agota en pocos años.

Cuando se produce una política monetaria restrictiva, de forma instantánea se reduce los créditos al consumo debido al encarecimiento de los mismos. Dicho efecto es instantáneo debido a que los intermediarios financieros trasladan la subida de los tipos al precio del crédito al consumo de forma automática. Una vez trasladada la subida de tipos, la reacción final del consumo como consecuencia de este efecto se estabiliza en pocos períodos.

Esta respuesta es la que los economistas tienen en la cabeza cuando sugieren aumentar los tipos de interés para controlar la inflación. Si aumentan los tipos, se demanda menos consumo y se relajan las presiones de la demanda sobre los precios. Sin embargo, la subida de tipos tiene otras consecuencias, más importantes, que se observan a lo largo del tiempo.

Así, a partir del segundo período empieza a producirse una caída del consumo, debida a la riqueza financiera, del 0,17 por 100. Dicha caída aumenta progresivamente hasta el sexto período (0,73 por 100) momento a partir del cual se mantiene, más o menos, constante. Por lo tanto existe un efecto de la política monetaria sobre el consumo debido a su incidencia en el valor de los activos financieros.

Pero el efecto de los tipos no acaba aquí ya que a partir del tercer período empieza la caída del consumo, debido al mercado inmobiliario. Así, en dicho año se produce una caída del consumo, debida a la riqueza residencial, del 0,22 por 100, caída que aumenta progresivamente hasta el décimo período. En dicho período se produce el máximo de la caída situándose en un 0,96 por 100. A partir de ese momento, el efecto debido a la riqueza residencial, va disminuyendo hasta llegar al 0,83 por 100 de largo plazo.

Por último, se produce el efecto colateral, ya que a partir del cuarto período se observa una caída del 0,08

por 100 debido al efecto unidireccional del precio de las viviendas, caída que aumenta en los dos años siguientes hasta el 0,22 por 100 de largo plazo. Dicho efecto es el que se produce en menor cuantía y con mayor retardo debido posiblemente a que en la economía española, a diferencia de las economías anglosajonas, la garantía de los préstamos es personal y por lo tanto hay otros factores más importantes que el precio de la vivienda en la determinación de la concesión de créditos.

A partir del cuarto período empieza a operar el efecto retroalimentación, ya que el Banco Central reacciona ante la caída del precio de las viviendas. Al caer el precio de las viviendas se produce una reducción tanto en el consumo como posiblemente en los precios de dichos bienes de consumo y se empieza a relajar las restricciones en la política monetaria. El aumento inicial del consumo debido a la reacción de la política monetaria es tan solo del 0,02 por 100, pero se incrementa de forma progresiva a medida que se reduce el precio de las viviendas. Finalmente, a largo plazo el aumento del consumo por esta vía se sitúa en el 0,34 por 100.

Resumiendo, a corto plazo el efecto más importante de los tipos en el consumo es el efecto directo junto con el efecto riqueza financiera, mientras que a largo plazo los efectos negativos más importantes que afectan al consumo son los efectos riqueza residencial y financiera, en una cuantía similar. El efecto colateral es significativo aunque sensiblemente inferior a los dos anteriores.

Si bien, lo más importante del análisis es la importancia del plazo elegido para determinar que componente es más importante y que a largo plazo existe un efecto riqueza residencial significativo y ligeramente mayor que el efecto riqueza financiera, también se pueden utilizar los resultados anteriores para entender los efectos de una política monetaria real.

Efectos de la política monetaria reciente (2006-2010)

Así, se puede analizar cuáles han sido los efectos que ha tenido la política monetaria ocurrida entre 2006

CUADRO 4

RESPUESTA DEL CONSUMO ANTE LA POLÍTICA MONETARIA, 2006-2010

Año	$\Psi_{rc}(B)$	$\Gamma_c(B)$	$\Theta_w(B)$	$\Theta_p(B)$	$\Theta_f(B)$	$\Upsilon_{cp}(B)$
2006	-0,08	-0,08	0,00	0,00	0,00	0,00
2007	-0,60	-0,34	-0,07	-0,01	-0,18	0,00
2008	-1,51	-0,66	-0,30	-0,02	-0,54	0,01
2009	-2,48	-0,71	-0,73	-0,10	-0,98	0,03
2010	-2,55	-0,44	-1,08	-0,20	-1,00	0,10
2011	-2,07	-0,30	-1,21	-0,33	-0,92	0,22
2012	-1,07	-0,23	-1,04	-0,29	-0,74	0,38
2013	-0,02	-0,19	-0,81	-0,27	-0,51	0,45
2014	0,76	-0,17	-0,63	-0,21	-0,39	0,50
2015	1,24	-0,16	-0,49	-0,14	-0,27	0,45
2016	1,45	-0,15	-0,39	-0,11	-0,20	0,35
2017	1,48	-0,15	-0,32	-0,07	-0,18	0,26
2018	1,44	-0,15	-0,28	-0,06	-0,17	0,16
2019	1,36	-0,15	-0,25	-0,06	-0,18	0,10
2020	1,29	-0,15	-0,23	-0,05	-0,19	0,06

FUENTE: Elaboración propia.

y 2010. Justo antes del inicio de la crisis se produjo una política monetaria restrictiva que hizo aumentar el tipo de interés interbancario en un punto en 2006, otro punto más en 2007 y medio punto en 2008. En 2009 se produjo una caída de algo más de dos puntos en el tipo de interés y de otro punto más en 2010.

En el Cuadro 4 se presenta la respuesta del consumo y la descomposición de la misma entre los distintos componentes, ante la reacción a la política monetaria anterior.

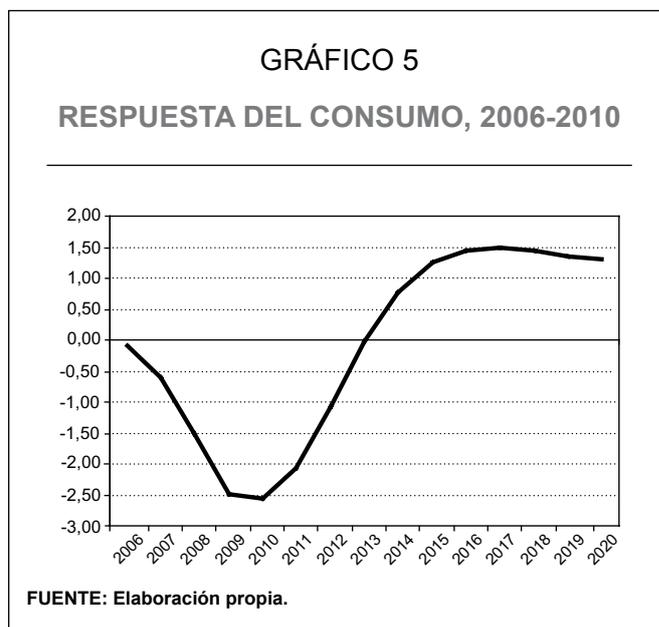
Inicialmente el único componente que actúa es el efecto directo, siendo pequeño en cuantía (0,08 por 100). En el año siguiente aumenta en tamaño el efecto directo y empieza a actuar el efecto riqueza financiera, por lo que el consumo cae un poco más (0,6 por 100). En 2008 el efecto riqueza residencial se junta a los efectos directo y riqueza financiera para producir una caída del consumo del 1,51 por 100. A todo lo anterior, en el año 2009 empieza a actuar el efecto colateral, y junto con los otros efectos más desarrollados produce una caída del consumo del 2,48 por 100.

En el año 2009 se produce una brutal caída de los tipos de interés que no consigue aumentar el consumo, ya que en dicho año sólo se produce un efecto directo que resulta mínimo en comparación a los efectos riqueza residencial y financiera originados unos años antes. Lo mismo ocurre en el año 2010 en el que la caída del tipo de interés tampoco consigue aumentar el consumo. De hecho, en dicho año alcanza el valor mínimo de la respuesta ya que se han desarrollado plenamente los efectos riqueza originados en la subida de tipos de los años 2006 y 2007.

A partir del año 2011 empieza a frenarse la caída del consumo ya que empiezan a desarrollarse los efectos de la bajada de los tipos de interés de los años 2009 y 2010. Los efectos positivos debido a la riqueza residencial y financiera de la bajada de tipos empiezan a hacerse más importantes y compensando los efectos de las subidas de los años anteriores, consiguiendo finalmente que en el año 2012 la caída del consumo sea prácticamente cero. A partir de este momento los efectos riqueza residencial y financiera y el efecto colateral consiguen que el consumo reaccione de forma positiva (Gráfico 5).

El comportamiento del consumo en los años siguientes a la crisis económica dependerá de otros factores importantes. En primer lugar, en esta investigación está implícito el supuesto de que si se reducen los tipos entonces aumenta la demanda de crédito y por lo tanto la cantidad de crédito para el consumo y la actividad económica. Si existen problemas en el sector financiero, una caída de los tipos de interés no lleva consigo un aumento del crédito y por lo tanto los efectos pueden diferir de los estimados en el artículo, siendo una interesante posible extensión para investigaciones futuras. Además, en este artículo no se tienen en cuenta los efectos que sobre el consumo tienen las crisis de deuda de los Gobiernos que afectan al sector financiero y por lo tanto a la transmisión del crédito al sector privado.

Sin embargo, de la aplicación de los resultados del artículo a la política monetaria ocurrida en los años 2006-2010 se pueden extraer dos ideas fundamentales: i) como al variar los tipos, en los primeros años sola-



mente reacciona el componente directo, la reacción del consumo a la reciente caída de tipos ocurrida a partir del año 2009 es pequeña; ii) al pasar los años empiezan a actuar los efectos riqueza y efecto colateral, siendo, además, de una cuantía importante. Por lo tanto, es en este momento cuando se están sufriendo los efectos más importantes de las subidas de tipos que se produjeron en los años 2006, 2007 y 2008. Es interesante que las autoridades monetarias mantengan una política de bajos tipos de interés ya que, aunque en este momento no estén produciendo aumentos en el consumo, están afectando a la riqueza residencial y riqueza financiera que ayudarán a que se recupere el consumo.

5. Conclusiones

Cuando se comparan los efectos que tienen la riqueza residencial o la riqueza financiera sobre el consumo, es importante distinguir si existen dos *shocks* específicos, uno para cada tipo de riqueza, o si por el contrario se produce un *shock* externo que afecte a ambas variables.

En este artículo se estiman y comparan los efectos de la riqueza residencial y financiera en el consumo cuan-

do ambas variables son afectadas por un *shock* en el tipo de interés.

Se utiliza el método de León y Flores (2012) [21] para estimar la respuesta del consumo ante un aumento permanente en el tipo de interés y descomponer dicha respuesta en cinco componentes: *i*) el encarecimiento del crédito, *ii*) la riqueza residencial, *iii*) el precio de las viviendas, *iv*) la riqueza financiera y *v*) el componente reacción del Banco Central.

Se observa que un aumento permanente del tipo de interés produce una caída permanente del consumo y la riqueza financiera y permanente en la tasa de crecimiento de la riqueza residencial y del precio de las viviendas. Concretamente un aumento de un 1 por 100 en los tipos de interés produce una caída del consumo de 1,8 puntos porcentuales, una caída de la riqueza financiera de 11 puntos porcentuales, una caída en la tasa de crecimiento de la riqueza residencial de 0,14 puntos porcentuales y una caída en la tasa de crecimiento del precio de las viviendas de 0,43 puntos porcentuales.

Respecto a la distribución temporal de la respuesta, se observa cómo la primera variable que reacciona es la riqueza financiera, agotándose el 80 por 100 de la respuesta en dos períodos. Tanto la riqueza residencial como el precio de las viviendas tardan dos años en empezar a reaccionar de forma significativa. El consumo reacciona de manera progresiva a lo largo de los años hasta el sexto en el que se agota prácticamente su respuesta.

De los 1,8 puntos de caída del consumo a largo plazo, 0,45 se deben a un efecto directo por el encarecimiento del crédito, 0,83 al efecto indirecto de la riqueza residencial, 0,72 al efecto indirecto de la riqueza financiera, 0,22 al efecto indirecto del precio de las viviendas y un aumento de 0,34 puntos al efecto retroalimentación.

En los primeros años la respuesta del consumo es debida principalmente al efecto directo, siendo el único componente de la respuesta en el primer año. En el segundo año, aunque el efecto directo sigue siendo grande (un 50 por 100 de la respuesta), empiezan a actuar los efectos riqueza. El efecto riqueza residencial cons-

tituye el 14 por 100 de la respuesta y el efecto riqueza financiera el 35 por 100. A medida que pasan los años el efecto riqueza residencial aumenta y pierde importancia el efecto directo. Al final, el efecto directo se sitúa en torno al 20 por 100 de la respuesta y los efectos riqueza en torno al 40 por 100 cada uno.

Con los resultados anteriores se puede concluir que, para la economía española, a largo plazo existe un efecto riqueza residencial significativo, ligeramente superior al efecto riqueza financiera. Además el efecto precio de las viviendas o garantía es prácticamente inexistente.

Por último, el hecho de que la importancia de los componentes dependa del plazo temporal elegido, implica una advertencia importante que deben tener en cuenta las autoridades monetarias. Cuando se produce una variación en el tipo de interés, los efectos sobre el consumo van actuando de forma progresiva. Inicialmente el efecto es pequeño ya que sólo actúa el efecto directo, pero a medida que pasan los años se añaden a la respuesta los efectos riqueza residencial y financiera que son más importantes en cuantía.

Si se aplican estos resultados a la política monetaria de los últimos años (2006-2010) se observa que una parte de la situación actual es debida a la subida de tipos de los años 2006 y 2007. La consiguiente bajada de tipos de los años siguientes tendrá efectos a partir del año 2012 por lo que, cualquier política monetaria que pueda reducir el tipo de interés, a medio y largo plazo, tendrá efectos muy positivos para ayudar a solucionar los problemas que atraviesa la economía española.

Referencias bibliográficas

[1] ANDO, A. y MODIGLIANI, F. (1963): «The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Test», *American Economic Review*, 103, 55-84.

[2] AOKI, K.; PROUDMAN, J. y Vlieghe, G. (2002): «House as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the UK Changed?», *Fed. Reserve Bank New York Econ. Pol. Rev.*, 8, 163-178.

[3] AOKI, K.; PROUDMAN, J. y Vlieghe, G. (2004): «House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Finan-

cial Accelerator Approach», *Journal of Financial Intermediation*, 13, 414-435.

[4] BARATA, J. M. y PACHECO, L. M. (2003): «Asset Prices and Monetary Policy: Wealth Effects on Consumption», *Paper for 20th Symposium on Banking and Monetary Economics. University of Birmingham*.

[5] CARROL, C. D. (2004): «Housing Wealth and Consumption Expenditure», *Mimeo. Johns Hopkins University*.

[6] CARROL, C. D.; OTSUKA, M. y SLACALEK, J. (2006): «How Large is the Housing Wealth Effect? A New Approach», *NBER Working Paper* (12746).

[7] CASE, K. E.; QUIGLEY, J. M. y SHILLER, R. J. (2005): «Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market», *Advances in Macroeconomics*, 5 (1).

[8] CATTE, P.; GIROUARD, N.; PRICE, R. y ANDRÉ, C. (2004): «Housing Markets, Wealth and the Business Cycle», *OECD Economics Department Working Papers n.º 394, OECD Publishing*.

[9] DAVIS, M. A. y PALUMBO, M. G. (2001): «A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects», *Finance and Economics Discussion Series Paper 2001-09. Board of Governors of the Federal Reserve System*.

[10] DVORNAK, N. y KOHLER, M. (2007): «Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia», *The Economic Record*, 83 (261): 117-130.

[11] EFRON, B. y TIBSHIRANI, R. J. (1993): *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman and Hall. New York.

[12] FERNANDEZ-CORUGEDO, E.; PRICE, S. y BLAKE, A. (2003): «The Dynamics of Consumers' Expenditure: The UK Consumption Redux», *Bank of England Working paper* n.º 204.

[13] FLORES, R.; GRACIA, M. y PÉREZ, T. (1998): «Public Capital Stock and Economic Growth: An Analysis of the Spanish Economy», *Applied Economics*, 30, 985-994.

[14] FRIEDMAN, M. (1957): *A theory of Consumption Function*. Princeton University Press.

[15] HAMBURG, B.; HOFFMANN, M. y KELLER, J. (2005): «Consumption, Wealth and Business Cycles in Germany», *CESIFO Working Paper 1443*.

[16] IACOVIELLO, M. (2005): «House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle», *The American Economic Review*, 95 (3), 739-764.

[17] LASTRAPES, W. D (2002): «The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations», *Journal of Housing Economics*, 11 (1), 40-74.

[18] LETTAU, M. y LUDVIGSON, S. (2004): «Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption», *The American Economic Review*, 94 (1): 276-299.

[19] LUDWING, A. y SLOK, T. (2004): «The Relationship Between Stock Prices, House Prices and Consumption in OECD Countries», *Topics in Macroeconomics*, vol. 4, n.º 1.

[20] MATSUBAYASHI, Y. (2006): «Wealth Accumulation and Household Consumption by Type: U.S. Experience», *Kobe University Economic Review*, 52: 41-54.

[21] NAVARRO, M. L. y FLORES DE FRUTOS, R. (2012): «Consumption and Housing Wealth Breakdown of the Effect of a Rise in Interest Rates», *Applied Economics*, 44 (16): 2091-2110.

[22] PEREIRA, A. M. y FLORES, R. (1999): «Public Capital Accumulation and Private Sector Performance», *Journal of Urban Economics*, (46): 300-322.

[23] PICHETTE, L. y TREMBLAY, D. (2003): «Are Wealth Effects Important for Canada?», *Bank of Canada Working Paper* n.º 2003-30.

[24] RAPACH, D. E. y STRAUSS, J. K. (2006): «The Long-run Relationship Between Consumption and Housing Wealth in the Eighth District States», *Regional Economic Development*, 2(2): 140-147.

[25] SLACALEK, J. (2006): *International wealth effects*. Mimeo.

ANEXO A

Análisis empírico

En este anexo se presenta de forma detallada el análisis empírico que permite encontrar el modelo multivariante estocástico que represente, de forma estadísticamente adecuada, al conjunto de variables del sistema.

Datos y modelos univariantes

En el análisis empírico se usan datos anuales de la economía española, para el período 1974-2003, del «consumo de los hogares», el *stock* de capital residencial real neto, el deflator implícito de la riqueza residencial, la riqueza financiera y el tipo de interés MIBOR a un mes.

La serie consumo de los hogares está construida por el INE, según la metodología SEC-95 que homogeniza las cuentas anuales de los países de la UE. Se obtienen los datos del ministerio de Economía, en la web (<http://serviciosweb.meh.es/APPS/DGPE/BDSICE/Busquedas/busquedas.aspx>). La serie está medida en términos reales (euros de 1995)¹.

La serie *stock* de capital residencial real neto (millones de euros de 1995) es una serie obtenida a partir de estimaciones realizadas por el IVIE y BBVA (<http://www.ivie.es/banco/stock.php> y <http://w3.grupobbva.com/TLFB/TLFB-01/-detalle-bases-datos5-CAS.htm>).

La serie deflator implícito de la riqueza residencial, medida como el cociente entre el *stock* nominal y el *stock* real también se obtiene del IVIE y BBVA. La riqueza financiera se mide a través de la capitalización de la Bolsa de Madrid, en términos reales. Por último, el tipo de interés MIBOR a un mes se obtiene del Banco de España.

En los Gráficos A1, A2, A3, A4 y A5 se presentan las series c_t , w_t , pv_t , f_t^2 y r_t . Las series son claramente no estacionarias ya que todas presentan una clara tendencia.

El Cuadro A1 muestra el test Dickey-Fuller aumentado (ADF) para la primera diferencia de las variables.

Los resultados sugieren que las series ∇c_t , ∇f_t y ∇r_t son estacionarias, $I(0)$, ya que los valores del estadístico, $-3,08$, $-2,61$ y $-4,32$, son menores que el valor crítico al 95 por 100 de confianza. La serie ∇pv_t es claramente no estacionaria ya que el valor del estadístico, para cualquier número de retardo, es menor que el valor crítico. La serie ∇w_t es no estacionaria ya que el valor del estadístico para $p=3$ es $-2,27$, menor que el valor crítico al 95 por 100. Sin embargo, debido a que con otros valores de p el resultado es ambiguo, se presentan los Gráficos de ∇pv_t y ∇w_t en (A6) y (A7). En ambos gráficos se puede ver que las variables ∇pv_t y ∇w_t son no estacionarias ya que muestran una tendencia negativa.

En el Cuadro A2 se presentan las estimaciones de los modelos ARMA univariantes para las series estacionarias.

Es importante destacar la ausencia de operadores media móvil (MA) en los modelos univariantes para $\nabla^2 w_t$ y $\nabla^2 pv_t$. La presencia de términos MA cercanos a la no invertibilidad indicarían posibles problemas de sobrediferenciación.

El contraste ADF y los modelos univariantes indican que las series c_t , f_t y r_t son integradas de orden 1, $I(1)$. El contraste ADF, el análisis gráfico y la estimación de los modelos univariantes muestran suficiente evidencia a favor de que las series w_t y pv_t son $I(2)$.

¹ Los datos con la metodología SEC 95 están disponibles hasta 1980. Los anteriores se construyen con la tasa de crecimiento de la variable Consumo Privado Nacional.

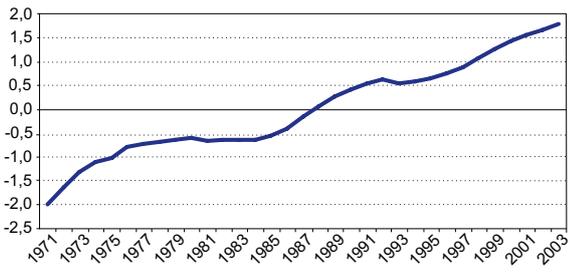
² La serie riqueza financiera presenta un valor extremo con forma de escalón en 1986. La serie f_t es la variable intervenida descontando dicho escalón.

ANEXO A (continuación)

Análisis empírico

GRÁFICO A1

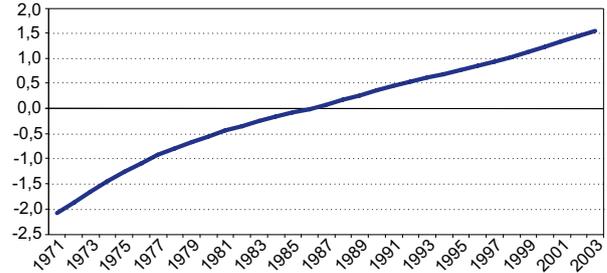
$$c_t$$



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO A2

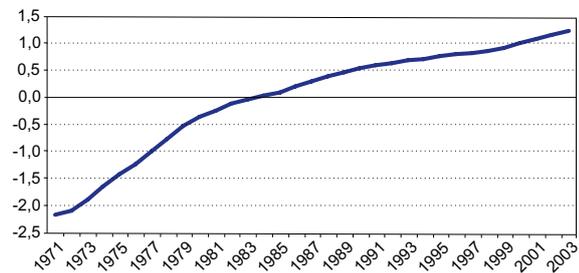
$$w_t$$



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO A3

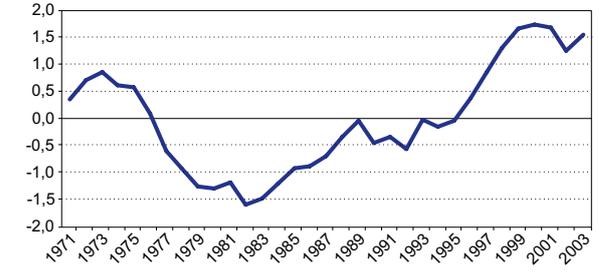
$$pv_t$$



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO A4

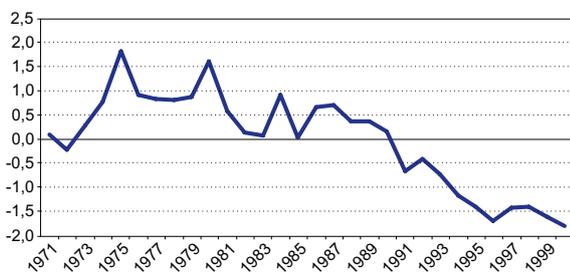
$$f_t$$



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO A5

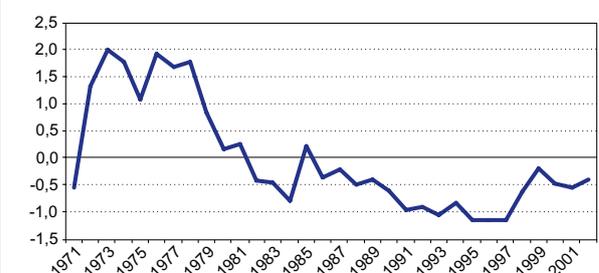
$$r_t$$



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO A6

$$\nabla pv_t$$



FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO A (continuación)

Análisis empírico

CUADRO A1

CONTRASTE ADF PARA LAS SERIES ∇

ADF*	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
∇c_t	-3,08	-2,72	-2,58	-4,39
∇w_t	-4,54	-4,59	-2,27	-3,09
∇pv_t	-1,50	-1,98	-1,61	-2,01
∇f_t	-2,61	-2,31	-1,99	-1,86
∇r_t	-4,32	-3,68	-3,47	-2,02

NOTA: * La hipótesis nula del contraste ADF es $H_0: \rho=1$ en el modelo $\nabla^2 z_t = \mu + \rho \nabla z_{t-1} + \sum_{j=1}^p \nu_j \nabla^2 z_{t-j} + u_t$. El valor crítico al 95 por 100 es -2,96 (MacKinnon). Para las series r_t y f_t , $\mu=0$ y el valor crítico al 95 por 100 es -1,95 (MacKinnon).

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO A2

MODELOS UNIVARIANTES

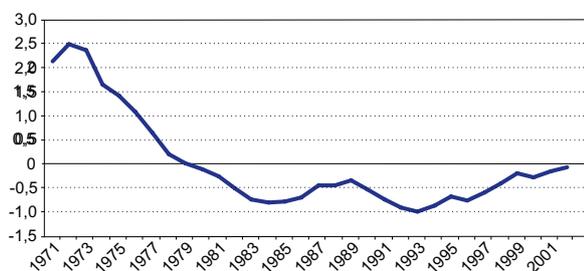
Variable*	ϕ	μ	σ_a %	Q(4)
∇c_t	0,61 (0,12)	0,024 (0,007)	1,59	3,23
$\nabla^2 w_t$	0,56 (0,15)	-	0,21	2,11
$\nabla^2 pv_t$	-	-	3,87	3,85
∇f_t	0,35 (0,17)	-	20,47	2,81
∇r_t	-	-	2,3	2,46

NOTA: * La especificación del modelo univariante para las series estacionarias (z_t) es $(1 - \phi)[z_t - \mu] = a_t$. Las desviaciones típicas se presentan entre paréntesis. σ_a es la desviación residual y Q(4) es el estadístico de Ljung-Box para cuatro retardos.

FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO A7

∇w_t



FUENTE: Elaboración propia.

Del Cuadro A3 se concluye que existen dos relaciones de cointegración, una entre ∇w_t y las demás variables, y otra entre f_t y las demás variables³. Para analizar qué variables deben ser incluidas en las relaciones de cointegración se presenta en los Cuadros A4 y A5 el contraste ADF para los residuos de las regresiones de ∇w_t y f_t con las demás variables excluidas una a una.

Del Cuadro A4 se concluye que ni c_t ni f_t deben estar en la relación. La estimación MCO de dicha relación se presenta en la ecuación [A1]. La relación se presenta en la ecuación [A2] y su gráfico en el Gráfico A8.

Análisis de cointegración

En este punto se lleva a cabo el análisis de las posibles relaciones de cointegración con la metodología propuesta por Engle y Granger (1987). En el Cuadro A3 se presenta el contraste ADF para el residuo de la regresión de cada variable no estacionaria con las restantes. Si el residuo es estacionario, la regresión muestra una relación de cointegración.

$$\nabla w_t = 0,020 + 0,13 \nabla pv_t - 0,05 r_t + \xi_{1t} \quad [A1]$$

(0,002) (0,01) (0,02)

$$ecm1_t = \nabla w_t - 0,13 \nabla pv_t + 0,05 r_t \quad [A2]$$

³ En realidad existen cuatro relaciones de cointegración pero el análisis posterior mostró que la de ∇pv_t es la misma que la de ∇w_t , pero normalizada de otra manera. Lo mismo ocurre entre la de r_t y la de f_t .

ANEXO A (continuación)

Análisis empírico

CUADRO A3

ENFOQUE ENGLE-GRANGER PARA COINTEGRACIÓN

Variable dependiente	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
c_t	-2,19	-2,63	-2,92	-2,63	-3,24
∇w_t	-3,99	-2,76	-4,35	-3,75	-3,18
$\nabla p v_t$	-4,02	-2,75	-4,48	-3,19	-2,74
f_t	-4,20	-2,87	-2,84	-2,82	-2,74
r_t	-5,15	-3,24	-2,95	-2,57	-2,53

NOTA: El valor crítico (95 por 100) es -4,11 (Phillips y Ouliaris, 1990).
FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO A4

ENFOQUE ENGLE-GRANGER PARA COINTEGRACIÓN CON ∇w_t

Variable excluida	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
c_t	-4,20	-3,34	-5,86	-4,33	-3,90
$\nabla p v_t$	-2,75	-1,48	-1,81	-2,30	-2,27
f_t	-4,68	-2,71	-4,63	-4,04	-2,71
r_t	-3,30	-2,71	-3,80	-2,74	-3,16

NOTA: El valor crítico (95 por 100) es -3,77 (Phillips y Ouliaris, 1990).
FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO A5

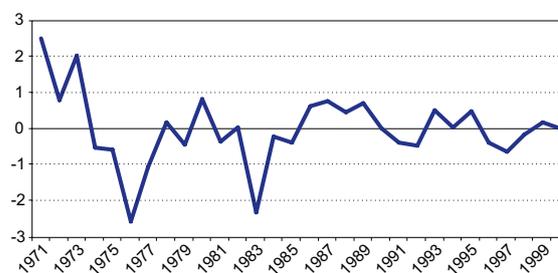
ENFOQUE ENGLE-GRANGER PARA COINTEGRACIÓN CON f_t

Variable excluida	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
c_t	-4,21	-3,09	-2,90	-2,61	-2,82
∇w_t	-4,33	-2,54	-2,50	-2,42	-3,07
$\nabla p v_t$	-4,86	-2,83	-3,08	-2,75	-3,21
r_t	-2,94	-2,61	-3,52	-3,29	-3,18

NOTA: El valor crítico (95 por 100) es -3,77 (Phillips y Ouliaris, 1990).
FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO A8

$ecm1_t$



FUENTE: Elaboración propia.

Del Cuadro A5 se concluye que ni c_t , ni ∇w_t , ni ∇p_t deben estar en la relación. La estimación MCO de dicha relación se presenta en la ecuación [A3]. La relación se presenta en la ecuación [A4] y su gráfico en el Gráfico A9.

$$f_t = 14,83 - 13,42r_t + \xi_{2t} \quad [A3]$$

(0,13) (1,16)

$$ecm2_t = f_t + 13,42r_t \quad [A4]$$

Modelo multivariante empírico

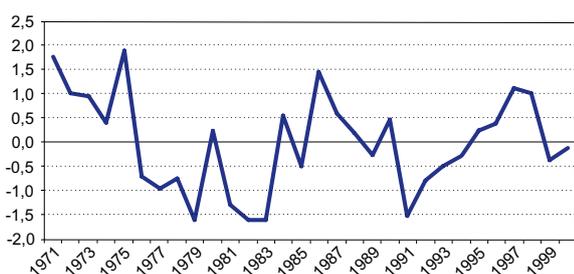
Para determinar el orden del VAR, del conjunto de variables no estacionarias, se utiliza el contraste de la ratio de verosimilitudes. En el Cuadro A6 se muestra el contraste de la ratio de verosimilitudes (LR) para los diversos órdenes del VAR. Dicho contraste sugiere un VAR(3) como modelo más adecuado.

ANEXO A (continuación)

Análisis empírico

GRÁFICO A9

$ecm2_t$



FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO A6

RATIO DE VEROSIMILITUDES PARA LA ELECCIÓN DEL ORDEN DEL VAR

Orden*	0	1	2	3	4
LR	NA	186,52	51,40	37,91	31,09

NOTA: * El estadístico LR se computa: $LR = (T - m)(\log |\Omega_{L-1}| - \log |\Omega_L|)$, donde L es el orden del contraste. LR se distribuye como una chi-cuadrado de 16 grados de libertad. Los valores críticos para una chi-cuadrado de 16 grados de libertad son 34,38 al 90 por 100 y 37,65 al 95 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

Adicionalmente, aunque no se presentan en este anexo, se calculan las funciones de correlaciones cruzadas residuales, correspondientes a un VAR(2) y un VAR(3). Como algunas correlaciones residuales del VAR(2) son significativas y desaparecen al especificar un VAR(3) se concluye que lo más probable es que el orden adecuado para el modelo VAR sea 3.

Una vez determinado el orden del VAR y una vez encontradas las dos relaciones de cointegración, se especifica un modelo vectorial de corrección de error (VEC) de orden 2. Dicho modelo se estima en dos etapas, en la primera se estiman las relaciones de cointegración obtenidas del método de Engle y Granger por MCO. En la segunda se estiman los demás parámetros por mínimos cuadrados generalizados (MCG). Tras el proceso de inferencia, los resultados se presentan en el Cuadro A7.

La matriz de covarianzas se presenta en [A5] y la matriz de correlaciones instantáneas se presenta en [A6]. Las bandas de confianza al 95 por 100 son $\pm 2/\sqrt{n} = \pm 0,38$.

$$\Sigma_v = \begin{pmatrix} 9,78E-05 & 4,64E-06 & 5,20E-05 & -3,99E-04 & -3,56E-05 \\ 4,64E-06 & 1,73E-06 & -1,30E-06 & 9,46E-05 & -1,38E-05 \\ 5,20E-05 & -1,30E-06 & 6,80E-04 & -3,63E-04 & -1,85E-05 \\ -3,99E-04 & 9,46E-05 & -3,63E-04 & 3,80E-02 & -3,00E-03 \\ -3,56E-05 & -1,38E-05 & -1,85E-05 & -3,00E-03 & 4,14E-04 \end{pmatrix} \quad [A5]$$

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,36 & 0,20 & -0,21 & -0,17 \\ 0,36 & 1,00 & -0,04 & 0,37 & -0,50 \\ 0,20 & -0,04 & 1,00 & -0,07 & -0,03 \\ -0,21 & 0,37 & -0,07 & 1,00 & -0,73 \\ -0,17 & -0,50 & -0,03 & -0,73 & 1,00 \end{pmatrix} \quad [A6]$$

El gráfico de residuos del modelo se presenta en el Gráfico A10 y la función de correlación cruzada (FCC) residual se presenta en el Cuadro A8. Ambos instrumentos sugieren que el modelo estimado parece adecuado.

El modelo del Cuadro A7, una vez expresado como un VAR no estacionario sobre las variables del vector z_t , resulta ser la versión estimada del modelo normalizado.

ANEXO A (continuación)

Análisis empírico

CUADRO A7
ESTIMACIÓN DEL MODELO VEC

Variable dependiente	Ecuaciones*				
	∇c_t	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 pv_t$	∇f_t	∇r_t
μ	0,013 (0,003)	-	-	11,85 (1,93)	-
$ecm1_{t-1}$	-	-0,023 (0,012)	-	-	-
$ecm2_{t-1}$	-	-	-	-0,81 (0,13)	-
∇c_{t-1}	0,53 (0,10)	-	-	-	-
$\nabla^2 w_{t-1}$	2,22 (1,10)	0,50 (0,11)	-	-	-
$\nabla^2 pv_{t-1}$	0,18 (0,06)	-	-0,36 (0,17)	-	0,36 (0,09)
∇f_{t-1}	0,025 (0,008)	-	-	-	-
∇r_{t-1}	-0,13 (0,08)	-0,035 (0,009)	-	2,21 (1,33)	-
∇c_{t-2}	-	-	-	4,58 (1,63)	-
$\nabla^2 w_{t-2}$	-	-	-	-	-
$\nabla^2 pv_{t-2}$	-	-	-	-	-
∇f_{t-2}	-	-	0,058 (0,023)	-	-
∇r_{t-2}	-	-0,039 (0,009)	-	-	-

NOTA: * El cuadro muestra los coeficientes estimados del modelo VEC donde cada columna representa una ecuación del mismo. Entre paréntesis se presentan las desviaciones típicas. Los términos $ecm1_t$ y $ecm2_t$ representan las relaciones de cointegración.

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO A8
FCC RESIDUAL DEL MODELO VEC

Retardos	r_{11}	r_{12}	r_{13}	r_{14}	r_{15}
1	0,17	-0,16	0,11	-0,27	0,13
2	-0,20	-0,18	0,15	-0,32	0,34
3	0,09	0,03	-0,04	0,07	-0,16
4	0,13	0,10	-0,11	-0,06	-0,11
	r_{21}	r_{22}	r_{23}	r_{24}	r_{25}
1	0,18	-0,15	0,00	0,04	0,04
2	-0,10	-0,13	0,42*	-0,19	0,09
3	-0,13	-0,07	-0,01	0,09	-0,03
4	-0,02	0,15	-0,11	0,29	-0,33
	r_{31}	r_{32}	r_{33}	r_{34}	r_{35}
1	-0,04	-0,02	0,06	0,00	0,18
2	-0,16	0,01	0,09	0,21	-0,14
3	-0,12	-0,10	-0,28	0,23	-0,10
4	-0,16	0,09	-0,10	-0,04	-0,02
	r_{41}	r_{42}	r_{43}	r_{44}	r_{45}
1	0,05	0,25	-0,08	0,24	-0,11
2	0,00	-0,36	0,24	-0,10	0,15
3	-0,32	0,05	-0,17	0,02	-0,02
4	-0,35	0,07	-0,25	0,35	-0,25
	r_{51}	r_{52}	r_{53}	r_{54}	r_{55}
1	0,18	0,03	0,05	-0,16	-0,06
2	0,04	0,33	-0,34	0,27	-0,26
3	0,21	-0,03	0,23	-0,16	0,07
4	0,31	-0,10	0,32	-0,10	0,03

$$DT = \frac{1}{\sqrt{T}} = 0,19$$

NOTA: * Significativos al 95 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO A (continuación)

Análisis empírico

La matriz de covarianzas del término de error se muestra en [A5]. A partir de dicha matriz se estima V :

$$V = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0,08 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0,03 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0,04 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 6,79 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad [A7]$$

Premultiplicando por V la versión VAR del modelo del Cuadro A7 se obtiene el modelo ortogonalizado (Cuadro A9) y la matriz diagonal por bloques de correlaciones residuales instantáneas [A.8].

$$\rho^*(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,32 & 0,17 & -0,49 & -0,01 \\ 0,32 & 1,00 & -0,07 & 0,01 & 0,00 \\ 0,17 & -0,07 & 1,00 & -0,11 & -0,02 \\ -0,49 & 0,01 & -0,11 & 1,00 & 0,01 \\ -0,01 & 0,00 & -0,02 & 0,01 & 1,00 \end{pmatrix} \quad [A8]$$

CUADRO A9
MODELO VEC ORTOGONALIZADO

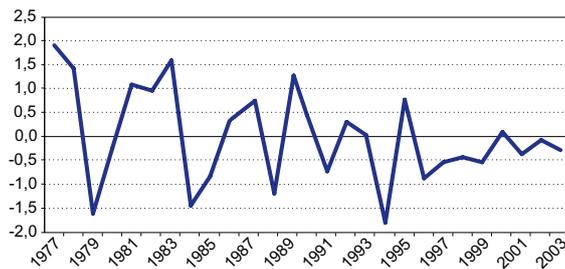
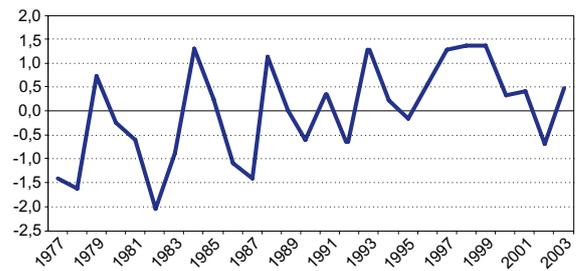
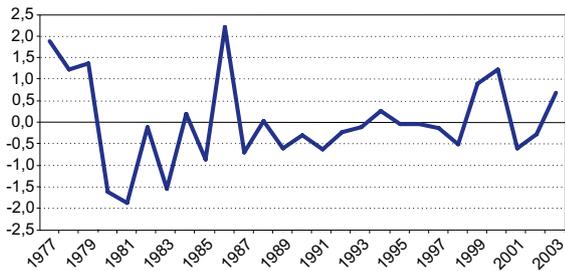
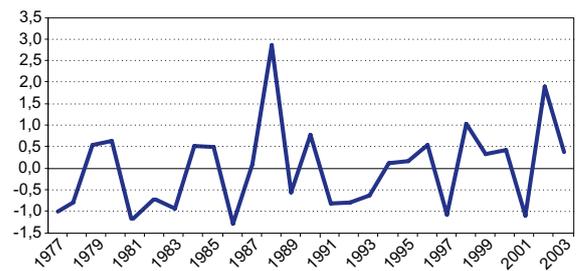
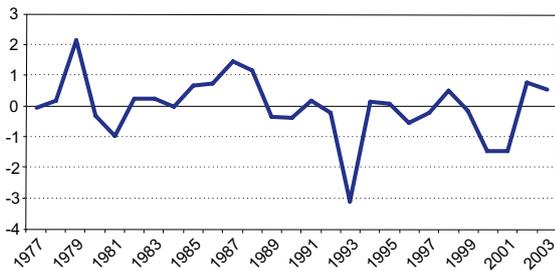
Variable dependiente	Ecuaciones*				
	∇c_t	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 p_{v_t}$	∇f_t	∇r_t
μ	0,01	-	-	11,85	-
$ecm1_{t-1}$	-	-0,02	-	-	-
$ecm2_{t-1}$	-	-	-	-0,81	-
∇c_{t-1}	0,53	-	-	-	-
$\nabla^2 w_{t-1}$	2,22	0,50	-	-	-
$\nabla^2 p_{t-1}$	0,21	0,01	-0,35	2,44	0,36
∇f_{t-1}	0,03	-	-	-	-
∇r_{t-1}	-0,13	-0,04	-	2,21	-
∇c_{t-2}	-	-	-	2,73	-
$\nabla^2 w_{t-2}$	-	-	-	-	-
$\nabla^2 p_{t-2}$	-	-	-	-	-
∇f_{t-2}	-	-	0,05	-	-
∇r_{t-2}	-	-	-	-	-
∇r_t	-0,08	-0,03	-0,04	-6,79	na

NOTA: * El cuadro muestra los coeficientes estimados del modelo VEC ortogonalizado. Cada columna representa una ecuación del mismo. Los términos $ecm1_t$ y $ecm2_t$ representan las relaciones de cointegración.
FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO A (continuación)

Análisis empírico

GRÁFICO A10
RESIDUOS DEL MODELO



FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO B

Bandas de confianza

Las bandas de confianza, que se presentan en el Cuadro B1 se obtienen mediante el método de *bootstrap*. Utilizando 100 iteraciones se obtiene la distribución mues-

tral de las respuestas. Las bandas de confianza al 95 por 100 se obtienen según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

CUADRO B1

BANDAS DE CONFIANZA PARA LA IRF DE ∇c_r

Años	c_t		∇w_t		∇pv_t		f_t		r_t	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
0	0,19	0,17	0,02	0,02	0,53	0,42	2,79	2,75	0,23	0,18
1	0,43	0,34	0,05	0,03	0,37	0,31	3,00	2,93	0,37	0,25
2	0,57	0,49	0,09	0,06	0,48	0,46	4,19	3,66	0,30	0,19
3	0,96	0,71	0,12	0,07	0,81	0,45	4,35	4,24	0,38	0,28
4	1,38	0,93	0,15	0,08	0,83	0,56	3,65	4,56	0,34	0,27
5	1,78	1,09	0,18	0,08	1,02	0,63	4,44	4,63	0,32	0,30
6	2,15	1,18	0,20	0,08	0,90	0,55	5,06	4,66	0,35	0,31
7	2,44	1,20	0,24	0,07	0,82	0,57	5,38	5,09	0,30	0,29
8	2,69	1,20	0,26	0,07	0,73	0,52	5,30	4,89	0,30	0,29
9	2,88	1,17	0,28	0,07	0,57	0,49	5,33	3,93	0,29	0,27
10	3,00	1,13	0,29	0,07	0,55	0,47	5,17	3,66	0,27	0,26
20	3,08	1,10	0,31	0,07	0,50	0,46	4,95	3,41	0,28	0,26

FUENTE: Elaboración propia.

ECONOMISTAS

COLEGIO DE
MADRID



La revista **Economistas** es la publicación del **Colegio de Economistas de Madrid**. Su periodicidad es trimestral, con tres números ordinarios y uno extraordinario.

Los números **ordinarios** son monográficos.

El número **extraordinario** recoge el análisis y la valoración de la economía española en el año anterior y sus perspectivas para el año en curso. Se presenta como un plural y completo balance del año, realizado por un amplio grupo de especialistas y estructurado en diez áreas del ámbito económico.

Información, ventas y suscripciones:

Colegio de Economistas de Madrid
Flora, 1 - 28013 Madrid
Tel. 91 559 46 02 Fax 91 559 29 16
revista.economistas@cemad.es
www.revistaeconomistas.com