

# Consumo y Mercado Inmobiliario.

## Descomposición del Efecto de una subida en los Tipos de Interés

Manuel León Navarro<sup>\*</sup>

Rafael Flores de Frutos<sup>\*\*</sup>

### Resumen

En este artículo se estima el efecto sobre el consumo, de una caída en la riqueza residencial y los precios de la vivienda, como consecuencia de un aumento en los tipos de interés.

Con la ayuda de un marco de referencia conceptual (MRC) dinámico, se descompone la función de respuesta del consumo en dos: una respuesta directa, relacionada con el encarecimiento del crédito y otra indirecta relacionada con el deterioro del mercado inmobiliario.

La estimación del MRC se lleva a cabo mediante un modelo vectorial de corrección del error.

(JEL C32, C51, E21)

---

<sup>\*</sup>Centro Universitario Cardenal Cisneros. C/General Díaz Porlier 58, 28006 - Madrid. Teléfono: 913096120 mail: mleon@cu-cisneros.es y mleonnav@ccee.ucm.es

<sup>\*\*</sup>Fundamentos de Análisis Económico II. Universidad Complutense. Campus de Somosaguas 28223 - Madrid. mail: rfloresf@ccee.ucm.es y rfloresf@cu-cisneros.es

# 1. Introducción

Desde mediados de los años 90, el mercado inmobiliario español ha sufrido una gran expansión, tanto en construcción de nuevas viviendas como en alzas de precios. La caída de los tipos de interés junto con el bajo nivel de endeudamiento de las familias españolas, parece haber sido el factor determinante de dicha expansión.

La literatura que relaciona la vivienda con la economía se puede dividir en dos grandes grupos. Por un lado, los trabajos que sostienen que la vivienda influye en la economía a través de su rol como garantía. Por otro lado, los trabajos que sostienen que la vivienda afecta a través del denominado efecto riqueza.

La idea que está detrás de los trabajos que estudian el papel de la vivienda como garantía de los préstamos, es que un aumento del valor de los mismos aumenta la cantidad que puede pedirse prestada y por lo tanto aumenta el consumo y la inversión.

Aunque estos modelos, denominados de acelerador financiero, originariamente se usaron modelizando el comportamiento de las empresas, Bernanke y Gertler (1989)[6] y Kiyotaki y Moore (1997) [25], posteriormente se adaptaron al comportamiento de las familias y al activo que sirve de garantía, las viviendas, Aoki et al. (2004) [4] y Iacoviello (2005) [22]. Por último, en los trabajos de Ortalo-Magné y Rady (1998) [33], (1999) [34] y (2006) [35] se explica como el aumento del precio de las viviendas puede generar aumentos sucesivos del precio en el futuro debido a su rol como garantía.

Desde un punto de vista empírico, existe una gran cantidad de trabajos que acreditan un efecto de las viviendas en el consumo. Así, en Aoki et al. (2002) [3] y Iacoviello (2005) [22], utilizando la metodología VAR se estima la respuesta del consumo y el precio de las viviendas ante un aumento en los tipos de interés. Dicho aumento genera una caída tanto en el consumo, como en el precio de las viviendas. En Iacoviello (2004) [21], se especifica un modelo de equilibrio general en el que las

viviendas generan utilidad. Con dicho modelo se deduce una ecuación de Euler para el consumo que se estima por el método generalizado de momentos. Se encuentra un efecto positivo y significativo del precio de las viviendas en el consumo. Por último, Almeida, Campello y Liu (2006) [1] contrastan y no pueden rechazar la existencia del acelerador financiero.

El otro grupo de trabajos que analizan el papel de la vivienda en la economía sostiene que las viviendas afectan al consumo a través del efecto riqueza. El modelo de ciclo vital-renta permanente, Friedman (1957) [18] y Ando y Modigliani (1963) [2], sostiene que los individuos aumentan o disminuyen su riqueza para mantener el consumo constante. Si se produce un aumento inesperado de la riqueza, ya sea residencial o financiera, éste producirá un aumento del consumo<sup>1</sup>.

Los trabajos que han seguido este camino no han aportado ningún avance teórico importante, limitándose los resultados a cuestiones empíricas. Así en Davis y Palumbo (2001) [11], analizando relaciones de cointegración, se encuentra un efecto riqueza significativo para la economía americana. Por otro lado, Lettau y Ludvigson (2004) [26], Fernandez-Corugedo et al. (2003) [15] y Hamburg et al. (2005) [20], estiman a partir de un modelo VEC los componentes permanentes y transitorios de la riqueza. Aunque manifiestan que sólo los componentes permanentes afectan al consumo, encuentran un efecto riqueza significativo para EEUU, UK y Alemania. Por último, Slacalek (2006) [39] también encuentra un efecto riqueza significativo utilizando un método que explota las correlaciones del consumo agregado.

Debido a que la teoría económica no es concluyente acerca de la magnitud del efecto de los distintos tipos de riqueza, la literatura empírica ha tratado de estimarlos. Se pretende responder a la pregunta ¿qué tipo de riqueza, residencial o financiera, tiene un mayor efecto sobre la actividad económica?. Entre los trabajos que han estimado relaciones de largo plazo, Case, Quigley y Shiller (2005) [9], utilizando datos de países de la OCDE, en un caso, y datos de estados de EEUU

---

<sup>1</sup>Una deducción teórica del modelo de ciclo vital en un contexto de equilibrio general de generaciones solapadas puede consultarse en Galí (1990)[19].

en otro caso, y Rapach y Strauss (2006) [38] utilizando datos de estados de EEUU, encuentran que el efecto riqueza residencial es mayor que el efecto riqueza financiera. Ludwing y Slock (2004) [28] para países de la OCDE y Dvornak y Kohler (2007) [12] para regiones de Australia concluyen que los efectos son similares. Solamente Matsubayashi (2006) [32], con datos americanos y tras desagregar por tipo de consumo, encuentra que la riqueza financiera tiene un efecto mayor que la riqueza residencial.

En el caso de los trabajos que han estimado efectos a corto y largo plazo, existe más consenso. El efecto riqueza residencial es mayor que el efecto riqueza financiera. En este caso figuran los trabajos: Barata y Pacheco (2003) [5] para cinco países desarrollados, Pichette y Tremblay (2003) [37] para Canadá, Catte et al. (2004) [10] para varios países industrializados, Carroll (2004) [7] y Carroll et al. (2006) [8] para la economía de EEUU.

En el presente artículo se analiza el papel de la riqueza residencial en la economía española. Para ello, se propone un MRC que, utilizando las variables relevantes de los modelos de acelerador financiero, permite identificar y estimar las funciones de respuesta del consumo, la riqueza residencial y el precio de las viviendas a un aumento permanente, unitario, en el nivel de los tipos de interés.

Además, con la ayuda de dicho MRC, se identifica la respuesta final del consumo y se descompone en dos: (1) la respuesta directa, relacionada con el encarecimiento del crédito y (2) la respuesta indirecta relacionada con las variaciones en la riqueza residencial y la caída del precio de la vivienda. Finalmente, el modelo y las respuestas mencionadas se estiman a partir de un modelo vectorial de corrección del error. Esta descomposición es la contribución fundamental de este artículo.

A diferencia de los trabajos de ciclo vital, en este artículo la riqueza residencial es considerada como una variable endógena, que puede mantener relaciones de retroalimentación con el resto de variables del conjunto de información de los agentes. Además, el modelo que aquí se presenta permite descomponer el efecto total de la

riqueza residencial en dos: (1) Un efecto debido al aumento de la cantidad de nuevas viviendas y (2) un efecto debido al aumento del valor de las mismas.

Respecto a los modelos de acelerador financiero, nuestro modelo permite analizar cuales son los canales a través de los cuales un aumento del tipo de interés afecta al consumo, al tiempo que permite evaluar la importancia tanto del precio de las viviendas como de la cantidad de viviendas sobre el consumo.

En el análisis empírico se ha prestado especial atención a las propiedades estadísticas de los datos, esto es, órdenes de integración, existencia de relaciones de cointegración, efectos de posibles valores extremos, presencia de retroalimentación, etc.

Todas estas propiedades, sin necesidad de restringir ninguna, se han incorporado al MRC que admite una representación multivariante estocástica del tipo VAR. Dicha representación puede ser estimada de forma consistente a partir del correspondiente modelo empírico.

Para la identificación de los parámetros del MRC, sólo es necesario suponer que existe una asimetría en la información que utilizan los distintos agentes, a la hora de determinar las variables que les corresponden. Esto es, mientras los agentes del sector privado deciden los niveles de consumo, riqueza residencial y precios en cada periodo, conociendo el nivel de los tipos de interés, el Banco Central determina los tipos de interés sin saber que valores exactos tomarán las variables que determinan los agentes privados.

Una vez estimadas las respuestas de las variables se concluye que un aumento permanente de un punto porcentual en el tipo de interés, produce una caída permanente en el consumo, en el crecimiento de la riqueza residencial y en la inflación residencial.

Además, al analizar los componentes de la respuesta del consumo, se observa que el efecto final del tipo sobre el consumo (una caída del 1.33%) se puede descomponer en una caída del 0.53% debida al efecto directo ocasionado por el

encarecimiento del crédito, una caída del 0.96 %, debido al descenso en la riqueza residencial, una caída del 0.48 % debido al efecto garantía del precio de las viviendas sobre el consumo y un aumento del 0.66 % debido al efecto de retroalimentación (bajada de tipos por parte del Banco Central ante la caída de la inflación).

El artículo se organiza de la siguiente forma, en la Sección 2 se especifica el MRC que permite identificar las respuestas de las variables ante un shock en el tipo de interés. En la Sección 3 se presentan los resultados empíricos. En la Sección 4 se estiman las respuestas de las variables ante un aumento permanente unitario en el tipo de interés. En la Sección 5 se estiman los distintos componentes de la respuesta final del consumo ante un aumento el tipo de interés. Y en la Sección 6 se presentan las principales conclusiones.

## 2. Marco de Referencia Conceptual

En esta sección se adapta el modelo teórico propuesto en Flores (1990) [17], y usado también en Flores et al. (1998) [16] y Pereira y Flores (1999) [36], al objetivo de este artículo.

Se consideran dos tipos de agentes en esta economía, los agentes del Sector privado y el Banco Central.

Se supone que los agentes privados determinan en cada periodo, los niveles de consumo ( $C_t$ ), riqueza residencial ( $W_t$ ) y el precio de las viviendas ( $PV_t$ ).

Con objeto de facilitar la integración modelo teórico-modelo empírico, supondremos que los agentes privados determinan el vector  $z_t = (c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t)'^2$  donde las variables en minúsculas denotan el logaritmo de los niveles de las correspondientes variables en mayúsculas, con  $\nabla = 1 - B$  y  $B$  el operador racional

---

<sup>2</sup>En realidad no es necesario suponer que los agentes eligen  $\nabla w_t$  o  $\nabla pv_t$  en vez de  $w_t$  o  $pv_t$ . El motivo de mantener dicho supuesto es nuestro deseo de trabajar con un vector  $z_t$  de variables integradas de orden 1, I(1), ya que tanto  $w_t$  como  $pv_t$  son I(2).

de retardos.

Por otro lado, se supone que el Banco Central determina en cada periodo el nivel de los tipos de interés ( $r_t$ )<sup>3</sup>. Tanto los agentes privados como el Banco Central conocen al principio del periodo los valores pasados de todas las variables. Sin embargo, mientras que los agentes privados fijan  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$  conociendo el nivel del tipo de interés para el período, el Banco Central determina el tipo de interés sin conocer los valores de  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$ .

Este supuesto es crucial para poder identificar los parámetros relevantes del modelo teórico. El supuesto no parece excesivamente restrictivo dada la información que hoy día los bancos centrales proporcionan al resto de agentes económicos.

La selección de las variables relevantes que integrarán el conjunto de información de los agentes en este modelo es similar a la que se realiza en los típicos modelos de acelerador financiero.

#### *Representación matemática del comportamiento de los Agentes Privados*

El conjunto de información para los agentes privados ( $\Omega_{zt}$ ) esta formado por los valores pasados de  $z_t$  así como de los pasados y presentes de  $r_t$ , es decir:

$$\Omega_{zt} = \{z_{t-j}, r_{t-j}, r_t\}, j = 1, 2, 3, \dots$$

En cada periodo, los agentes privados determinan el nivel de  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$  usando la información de  $\Omega_{zt}$ . Esto hace que  $z_t$  dependa de los valores presentes y pasados de  $r_t$  así como los pasados de  $z_t$ <sup>4</sup>, esto es:

---

<sup>3</sup>En el caso del tipo de interés la minúscula denota  $r_t = Ln(1 + R_t)$ .

<sup>4</sup>La evolución de las variables  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$  se interpreta como el resultado del problema de optimización de los modelos teóricos de acelerador financiero, en el que los agentes privados deben decidir entre dos bienes, consumir o comprar vivienda, siendo el precio relativo de ambos bienes  $pv_t$ .

$$\begin{aligned} z_t &= \nu_z(B)r_t + \epsilon_{zt} \\ \pi_z(B)\epsilon_{zt} &= \alpha_{zt} \end{aligned} \tag{1}$$

Donde  $\nu_z(B) = (\nu_c(B), \nu_w(B), \nu_{pv}(B))'$  es un vector (3x1) de funciones de transferencia estables. Cada una de ellas recoge la respuesta unidireccional de la variable correspondiente, ante una variación transitoria unitaria (impulso) en el tipo de interés. Cada una de ellas tiene la forma  $\nu_j(B) = \nu_{j0} + \nu_{j1}B + \nu_{j2}B^2 + \dots$  para  $j = c, w, pv$ .  $\epsilon_{zt} = (\epsilon_{ct}, \epsilon_{wt}, \epsilon_{pvt})'$  es un vector de variables aleatorias que sigue un proceso estocástico multivariante del tipo VAR(p).  $\pi_z(B) = I - \pi_1B - \pi_2B^2 - \dots$  es una matriz polinomial (3x3), cuyo determinante puede tener raíces sobre el círculo unidad<sup>5</sup>, esto es, las variables del vector  $z_t$  pueden ser no estacionarias. Por último,  $\alpha_{zt} = (\alpha_{ct}, \alpha_{wt}, \alpha_{pvt})'$  es un vector de ruido blanco, con matriz de covarianzas contemporáneas  $\Sigma_z$ .

### *Representación matemática del comportamiento del Banco Central*

El conjunto de información para el Banco Central ( $\Omega_{bt}$ ) esta formado por los valores pasados de  $r_t$ , y sólo por los pasados de  $z_t$ , es decir:

$$\Omega_{rt} = \{r_{t-j}, z_{t-j}\}, j = 1, 2, 3, \dots$$

En cada periodo, el Banco Central determina  $r_t$  usando la información de  $\Omega_{rt}$ . Esto hace que  $r_t$  dependa de los valores pasados de  $r_t$  y de  $z_t$ <sup>6</sup>.

$$\begin{aligned} r_t &= \nu_r(B)z_t + \epsilon_{rt} \\ \pi_r(B)\epsilon_{rt} &= \alpha_{rt} \end{aligned} \tag{2}$$

---

<sup>5</sup>El motivo de no hacer ningún supuesto sobre la función de transferencia y sobre  $\pi_z(B)$  es que el modelo propuesto permita que las variables sean no estacionarias. Los datos determinarán si dicho polinomio tiene raíces unitarias o no.

<sup>6</sup>Se supone que la política monetaria de esta economía es determinar el tipo de interés en vez de la oferta monetaria.



Donde  $\nu_r(B) = (\nu_{rc}(B), \nu_{rw}(B), \nu_{rpv}(B))$  es un vector (1x3) de funciones de transferencia. Por otro lado  $\epsilon_{rt}$  es una variable aleatoria escalar que sigue un proceso univariante general del tipo ARIMA(p,d,q);  $\pi_r(B)$  es un polinomio escalar cuyas raíces pueden estar sobre el círculo unidad y  $\alpha_{rt}$  es un ruido blanco escalar, con varianza  $\sigma_r^2$  e independiente de los elementos de  $\alpha_{zt}$ .

Es importante destacar que la restricción  $\nu_{rc}(0) = \nu_{rw}(0) = \nu_{rpv}(0) = 0$  en la ecuación (2) consecuencia del supuesto realizado sobre el conjunto de información del Banco Central, así como el supuesto de independencia entre  $\alpha_{rt}$  y  $\alpha_{zt}$ , constituyen restricciones suficientes para identificar los parámetros de las funciones de respuesta de las variables del vector  $z_t$ , a un impulso en el tipo de interés.

### *Modelo Teórico completo en forma VAR*

El modelo (1) y (2) puede escribirse de forma matricial como:

$$\begin{bmatrix} \pi_z(B) & -\pi_z(B)\nu_z(B) \\ -\pi_r(B)\nu_r(B) & \pi_r(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{zt} \\ \alpha_{rt} \end{bmatrix} = \quad (3)$$

En notación compacta:

$$\begin{aligned} \Pi_y(B)y_t &= \alpha_{yt} \\ \Sigma &= \begin{bmatrix} \Sigma_z & 0 \\ 0 & \sigma_r^2 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4)$$

Donde  $\Sigma$  es la matriz de varianzas y covarianzas contemporánea del término de error.

El modelo multivariante propuesto en (3) no está normalizado en sentido de Alavi (1981)[23] ya que:

$$\Pi_y(0) = V = \begin{bmatrix} I & -\nu_{z0} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

Donde  $\nu_{z0} = (\nu_{c0}, \nu_{w0}, \nu_{p0})'$  es el vector de efectos contemporáneos de  $r_t$  sobre  $z_t$ .

El modelo puede normalizarse premultiplicando (3) por  $V^{-1}$ :

$$\Pi_y^*(B)y_t = \alpha_{yt}^* \quad (6)$$

donde

$$\begin{aligned} \Pi_y^*(B) &= V^{-1}\Pi_y(B) \\ \alpha_{yt}^* &= V^{-1}\alpha_{yt} \end{aligned}$$

siendo la matriz de covarianzas de  $\alpha_{yt}^*$ :

$$\Sigma^* = V^{-1}\Sigma(V^{-1})^T = \begin{bmatrix} \Sigma_z + \nu_{z0}\nu'_{z0}\sigma_r^2 & \nu_{z0}\sigma_r^2 \\ \nu'_{z0}\sigma_r^2 & \sigma_r^2 \end{bmatrix} \quad (7)$$

El modelo de la ecuación (6) con matriz de covarianzas (7) es un modelo VAR normalizado.

### *Funciones de respuesta al impulso*

Usando (3) el vector  $z_t$  se puede escribir como:

$$z_t = \Psi_r(B)\alpha_{rt} + \Psi_z(B)\alpha_{zt} \quad (8)$$

donde:

$$\Psi_r(B) = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_r(B)^{-1} = \Phi_{r0} + \Phi_{r1}B + \Phi_{r2}B^2 + \dots \quad (9)$$

$$\Psi_z(B) = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\pi_z(B)^{-1} = I + \Phi_{z1}B + \Phi_{z2}B^2 + \dots \quad (10)$$

La matriz  $\Psi_r(B)$  es una matriz polinomial 3x1:

$$\Psi_r(B) = \begin{pmatrix} \Psi_{rc}(B) \\ \Psi_{rw}(B) \\ \Psi_{rpv}(B) \end{pmatrix} \quad (11)$$

La secuencia de coeficientes asociados con los polinomios  $\Psi_{ri}(B)$  de la ecuación (9) se interpretan como la función de respuesta de las variables del vector

$z_t$  ante un impulso en  $\alpha_{rt}$ , es decir  $\partial z_{t+j}/\partial \alpha_{rt}$  para  $j = 0, 1, 2, \dots$ . Esta función mide los efectos de un shock en  $r_t$  sobre las variables de  $z_t$ . La estimación de esta función es la clave para describir los efectos que el tipo de interés tiene en el consumo, el precio de las viviendas y la riqueza residencial.

Es importante notar que para analizar el efecto de los tipos no es necesario especificar un modelo estructural completo, tan sólo es necesario el modelo representado por (3) y (4). Sin embargo si se pretende calcular el efecto que un shock, en cualquiera de las variables que determina el sector privado, tiene sobre el resto de variables, será necesario hacer supuestos adicionales tendentes a la completa diagonalización de la matriz  $\Sigma_z$ .

#### *Descomposición de la respuesta del consumo*

Utilizando el modelo (3), cuya representación detallada se presenta en (12), se puede descomponer los efectos del tipo de interés sobre el consumo según muestra la ecuación (13)<sup>7</sup>.

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(B) & \pi_{12}(B) & \pi_{13}(B) & \pi_{14}(B) \\ \pi_{21}(B) & \pi_{22}(B) & \pi_{23}(B) & \pi_{24}(B) \\ \pi_{31}(B) & \pi_{32}(B) & \pi_{33}(B) & \pi_{34}(B) \\ -\pi_r(B)\nu_{rc}(B) & -\pi_r(B)\nu_{rw}(B) & -\pi_r(B)\nu_{rpv}(B) & \pi_r(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{ct} \\ \alpha_{wt} \\ \alpha_{pvt} \\ \alpha_{rt} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Con

$$\begin{aligned} \pi_{14}(B) &= -[\pi_{11}(B)\nu_c(B) + \pi_{12}(B)\nu_w(B) + \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B)] \\ \pi_{24}(B) &= -[\pi_{21}(B)\nu_c(B) + \pi_{22}(B)\nu_w(B) + \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B)] \\ \pi_{34}(B) &= -[\pi_{31}(B)\nu_c(B) + \pi_{32}(B)\nu_w(B) + \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B)] \end{aligned}$$

$$\Psi_{rc}(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_{pv}(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) \quad (13)$$

---

<sup>7</sup>La demostración matemática puede consultarse en el apéndice algebraico adjunto al artículo.

La ecuación (13) muestra que la respuesta final del consumo,  $\Psi_{rc}(B)$ , se puede descomponer: (1) en un efecto directo de los tipos de interés en el consumo, representado por  $\Gamma_c(B)$ , (2) en un efecto indirecto a través del mercado inmobiliario y (3) un efecto de retroalimentación debido a la reacción del Banco Central.

El efecto unidireccional, a su vez, consta de dos componentes:

2.1) El efecto unidireccional a través de la riqueza residencial, definido como

$$\Theta_w(B) = -\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B)$$

ya que  $\Theta_w(B)$  es la combinación de, el efecto del tipo sobre la riqueza residencial representado por  $\nu_w(B)$  y el efecto de la riqueza residencial sobre el consumo representado por  $\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}$ .

2.2) El efecto unidireccional del precio de las viviendas (o efecto garantía) definido como

$$\Theta_{pv}(B) = -\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B)$$

ya que  $\Theta_{pv}(B)$  es la combinación de, el efecto del tipo sobre el precio de las viviendas representado por  $\nu_{pv}(B)$  y el efecto del precio de las viviendas sobre el consumo representado por  $\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}$ .

Por último, el efecto retroalimentación tiene, a su vez, dos componentes:

3.1) El efecto de retroalimentación debido a la reacción del Banco Central ante cambios en la riqueza residencial representado por

$$\Upsilon_{cw}(B) = \frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]}$$

3.2) El efecto de retroalimentación debido a la reacción del Banco Central ante cambios en el precio de las viviendas representado por

$$\Upsilon_{cp}(B) = \frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]}$$

Se especifica y estima un modelo multivariante estocástico para el conjunto de variables  $(c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t, r_t)'$ . A partir de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo estimado se estima la matriz  $V$  de la ecuación (5). Una vez estimada  $V$ , se estiman el resto de parámetros del modelo propuesto en (3) y (4). Por último, utilizando las expresiones (9) y (13) se estima la función de respuesta al impulso así como sus componentes.

### **3. Análisis Empírico**

#### **3.1. Análisis estadísticos previos: Datos, modelos univariantes y relaciones de cointegración**

En este apartado se presenta un resumen de los datos utilizados, los resultados más importantes de los análisis univariantes y del análisis de cointegración<sup>8</sup>.

Se usan datos anuales de la economía Española, para el periodo 1974-2002, de las siguientes variables: el consumo de los hogares ( $C_t$ ), el stock de capital residencial real neto ( $W_t$ ), el deflactor implícito de la riqueza residencial ( $PV_t$ ) y el tipo de interés MIBOR a 1 mes ( $R_t$ ). A partir de este momento las variables en minúscula denotan el logaritmo de las correspondientes variables.

Utilizando análisis gráficos y el test ADF se concluye que  $c_t$  y  $r_t$  son integradas de orden 1 (I(1)) mientras que  $w_t$  y  $pv_t$  son I(2). Un resumen de las estimaciones de los modelos univariantes se presenta en la tabla (7). Un análisis de intervención concluye que la influencia de los valores anómalos es despreciable.

---

<sup>8</sup>Adjunto al artículo se presenta un apéndice econométrico en el que se presenta una descripción detallada de los datos, de los análisis univariantes, del estudio de las relaciones de cointegración y de la diagnosis del modelo.

Tabla 1: Modelos Univariantes

variable <sup>a</sup>	$\phi$	$\mu$	$\sigma_a$ %	Q(4)
$\nabla c_t$	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
$\nabla r_t$	-	-	2.3	2.46

<sup>a</sup>Nota: La especificación del modelo univariante para la serie estacionaria ( $z_t$ ) es  $(1 - \phi B)[z_t - \mu] = a_t$ . Las desviaciones típicas se presentan entre paréntesis.  $\sigma_a$  es la desviación típica residual y Q(4) es el estadístico de Ljung-Box para 4 retardos.

### Cointegración

Para el estudio de las relaciones de cointegración en el vector de variables I(1)  $(c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t, r_t)'$  se utiliza el contraste de Johansen (1991) [24]. Dicho contraste muestra resultados extraños debido a la sensibilidad del mismo a los grados de libertad, por lo que se decide comparar resultados con los obtenidos por el método de Engle y Granger (1987) [14]. Se representan gráficamente las relaciones de cointegración obtenidas del contraste de Johansen y se evalúa su aspecto estacionario. Por el método de Engle y Granger (1987) se obtiene tan solo una relación de cointegración que coincide con una de las obtenidas por el método de Johansen, por lo que se concluye que dicha relación es una relación de cointegración. El resto de las relaciones obtenidas a través de Johansen no dan el perfil estacionario necesario y se excluyen como relaciones de cointegración.

La relación de cointegración obtenida, estimada por MCO (14), se presenta en (15).

$$\nabla w_t = 0,021 + 0,13 \nabla pv_t - 0,05 r_t + \xi_{1t} \quad (14)$$

$(0,002) \quad (0,01) \quad (0,02)$

$$ecm_t = \nabla w_t - 0,13 \nabla pv_t + 0,05 r_t \quad (15)$$

Es una relación estacionaria entre la tasa de crecimiento de la riqueza residencial, la tasa de crecimiento de los precios de las viviendas y el tipo de interés. Dicha relación puede interpretarse como la oferta de viviendas de esta economía, donde la construcción de nueva vivienda, aproximada por la tasa de crecimiento de la riqueza residencial, depende positivamente del incremento del precio de las viviendas y negativamente del tipo de interés.

### 3.2. Modelo VAR Empírico

#### *Orden del VAR*

El contraste del ratio de verosimilitudes así como el análisis gráfico de las funciones de correlación cruzadas de un VAR(2) y un VAR(3) sugieren un VAR(3) como modelo más adecuado. Un análisis detallado puede consultarse en el apéndice (A.3)

#### *Modelo VEC*

Utilizando la relación de cointegración mostrada en (4) se especifica, ecuación por ecuación, el correspondiente modelo VEC. La estimación se realiza en dos etapas. En la primera se estima la relación de cointegración,  $ecm_t = \nabla w_t - 0,13\nabla pv_t + 0,05r_t$  y posteriormente se estiman el resto de parámetros de forma conjunta por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados aparecen en la tabla (2).

La matriz de covarianzas se presenta en (16) y la matriz de correlaciones instantáneas se presenta en (17). Las bandas de confianza para las correlaciones instantáneas al 95 % son  $\pm 2/\sqrt{n} = \pm 0,38$ .

$$\Sigma_u = 1000 \cdot \begin{pmatrix} 0,13 & 0,01 & 0,11 & -0,06 \\ 0,01 & 0,00 & 0,01 & -0,01 \\ 0,11 & 0,01 & 0,51 & 0,01 \\ -0,06 & -0,01 & 0,01 & 0,46 \end{pmatrix} \quad \rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,42 & 0,43 & -0,23 \\ 0,42 & 1,00 & 0,26 & -0,39 \\ 0,43 & 0,26 & 1,00 & 0,02 \\ -0,23 & -0,39 & 0,02 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (16) \quad (17)$$

Tabla 2: Estimación del modelo VEC

variable dependiente	ecuaciones <sup>a</sup>			
	$\nabla c_t$	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 pv_t$	$\nabla r_t$
$\mu$	0,015 (0,004)		-0,12 (0,02)	
$ecm_{t-1}$			5,84 (1,16)	
$\nabla c_{t-1}$	0,47 (0,10)			
$\nabla^2 w_{t-1}$		0,35 (0,14)		
$\nabla^2 pv_{t-1}$	0,14 (0,07)			0,38 (0,13)
$\nabla r_{t-1}$	-0,16 (0,08)	-0,03 (0,01)		
$\nabla c_{t-2}$				
$\nabla^2 w_{t-2}$	2,31 (0,89)	0,23 (0,12)		
$\nabla^2 pv_{t-2}$				
$\nabla r_{t-2}$		-0,03 (0,01)		

<sup>a</sup>La tabla muestra los coeficientes estimados del modelo VEC donde cada columna representa una ecuación del mismo. Entre paréntesis se presentan las desviaciones típicas. El término *ecm* representa la relación de cointegración.

El gráfico de residuos y la función de correlación cruzada residual, que pueden consultarse en el apéndice (A.4), sugieren que el modelo (2) representa de forma adecuada la estructura de correlaciones dinámicas entre las variables

El modelo de la tabla (2), una vez expresado como un VAR no estacionario sobre las variables del vector  $z_t$ , resulta ser la versión estimada del modelo normalizado (6). La matriz de covarianzas mostrada en (16) es justamente la versión estimada de (7). A partir de dicha matriz de covarianzas se puede estimar la matriz  $V$  con la que ortogonalizar el modelo.



$$V = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0,126 \\ 0 & 1 & 0 & 0,023 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (18)$$

Premultiplicando por  $V$  la versión VAR del modelo de la tabla (2) se obtiene el modelo ortogonalizado deducido en la ecuación (3), junto con la matriz de covarianzas diagonal deducida en la ecuación (4). Dicho modelo ortogonalizado, en su versión VEC, se presenta en la tabla (3) junto con las correlaciones instantáneas que se presentan en la matriz (19).

Tabla 3: Modelo VEC Ortogonalizado

variable dependiente	ecuaciones			
	$\nabla c_t$	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 pv_t$	$\nabla r_t$
$\mu$	0,015		-0,12	
$ecm_{t-1}$			5,84	
$\nabla c_{t-1}$	0,47			
$\nabla^2 w_{t-1}$		0,35		
$\nabla^2 pv_{t-1}$	0,19	0,01		0,38
$\nabla r_{t-1}$	-0,16	-0,03		
$\nabla c_{t-2}$				
$\nabla^2 w_{t-2}$	2,31	0,23		
$\nabla^2 pv_{t-2}$				
$\nabla r_{t-2}$		-0,03		
$\nabla r_t$	-0,13	-0,02		

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,36 & 0,44 & 0,00 \\ 0,36 & 1,00 & 0,28 & -0,02 \\ 0,44 & 0,28 & 1,00 & 0,01 \\ 0,00 & -0,02 & 0,01 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (19)$$

Este modelo muestra la presencia de relaciones dinámicas entre todas las

variables. En la segunda ecuación se observa que cuando se produce un shock en los tipos de interés, la tasa de crecimiento de la riqueza residencial responde instantáneamente, sin embargo la tasa de crecimiento del precio de las viviendas tarda dos años en reaccionar. Como se ve en la tercera ecuación, los desajustes en la relación de cointegración afectan a la tasa de crecimiento del precio de las viviendas que se mueve para conseguir el nuevo equilibrio. La cuarta ecuación del modelo VEC muestra que el tipo de interés no es estrictamente exógeno ya que se ve afectado por el precio de las viviendas. Si suponemos que la inflación residencial puede ser un indicador adelantado de la inflación general, la ecuación 4 reflejaría la reacción del Banco Central ante variaciones en esta última. Por último, la primera ecuación indica que el consumo no contribuye al equilibrio de la nueva situación ya que éste no afecta ni a la riqueza residencial ni a los precios de las viviendas, pero se ve afectado por la evolución de ellas y de los tipos de interés.

Por lo tanto, ante un aumento en el tipo de interés, se produce un desequilibrio entre  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$ . Dicho desequilibrio se corrige con una caída instantánea de  $\nabla w_t$  y a partir de los dos años, con una caída de  $\nabla pv_t$ . El aumento del tipo, así como la caída de  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$  genera un nuevo equilibrio entre las variables del sector inmobiliario, con unos niveles de consumo inferiores a los iniciales. Dicho efecto se suaviza debido a la reacción del Banco Central que reduce los tipos de interés ante la caída de  $\nabla pv_t$ .

## 4. Funciones de respuesta al tipo de interés

A partir del modelo ortogonalizado (3), cuya estimación se presentó en la tabla (3), se calcula la función de respuesta al impulso normalizada, propuesta en la ecuación (8). La función de respuesta al escalón, es decir, la función de respuesta a un aumento permanente unitario en los tipos de interés, se presenta en la tabla (4).

Como se observa en el gráfico (1)<sup>9</sup> así como en la tabla (4) un aumento

---

<sup>9</sup>Las bandas de confianza de las respuestas al 95% se dibujan en líneas discontinuas. Dichas

Tabla 4: Respuesta ante un shock permanente en el tipo de interés

años	$\nabla c_t$	$\nabla w_t$	$\nabla pv_t^a$	$\nabla r_t$	$ecm_t$	$c_t$	$w_t$	$pv_t$	$r_t$
0	-0.13	-0.02	0.00	1.00	0.03	-0.13	-0.02	0.00	1.00
1	-0.22	-0.06	0.00	0.00	-0.03	-0.35	-0.08	0.16	1.00
2	-0.13	-0.11	0.00	0.06	-0.05	-0.48	-0.20	0.13	1.06
3	-0.19	-0.14	-0.34	-0.07	-0.04	-0.67	-0.33	-0.22	0.99
4	-0.24	-0.16	-0.60	-0.12	-0.04	-0.90	-0.49	-0.82	0.87
5	-0.19	-0.17	-0.82	-0.10	-0.02	-1.10	-0.66	-1.64	0.77
6	-0.15	-0.17	-0.94	-0.08	-0.01	-1.25	-0.83	-2.58	0.69
7	-0.09	-0.16	-1.00	-0.05	0.00	-1.34	-0.99	-3.58	0.64
8	-0.05	-0.16	-1.01	-0.02	0.00	-1.39	-1.15	-4.60	0.62
9	-0.01	-0.15	-0.99	0.00	0.01	-1.40	-1.30	-5.59	0.62
10	0.01	-0.15	-0.96	0.01	0.01	-1.39	-1.46	-6.55	0.62
24	0.00	-0.15	-0.90	0.00	0.00	-1.33	-3.54	-19.11	0.66

<sup>a</sup>El efecto en el segundo periodo sobre  $\nabla pv_t$  estimado es 0.16 pero debido a que está dentro de las bandas de confianza no se puede rechazar que sea 0. En el tercer periodo el efecto es -0.07 que tampoco se puede rechazar que sea 0

permanente en los tipos de interés no genera ningún efecto instantáneo en la tasa de crecimiento del precio de las viviendas. De hecho, existe un tiempo muerto de dos años hasta que la inflación residencial empieza a reaccionar. En el tercer periodo se produce una caída de 0.34 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del precio de las viviendas y a partir de ese momento se produce una caída progresiva durante 7 periodos hasta 1.0 puntos porcentuales, donde se mantiene de forma permanente. La caída de los precios de las viviendas es constante situándose a los 24 años en el 19.11%. Estos resultados implican que el precio de las viviendas es muy sensible a los tipos de interés apoyando las teorías que apuntan a las condiciones financieras como los componentes determinantes en el precio de las viviendas. Así, el aumento del precio de las viviendas desde mediados de los 90 vendría explicado en parte por la progresiva caída de los tipos de interés.

Como se observa en el gráfico (2), así como en la tabla (4), un aumento permanente en los tipos de interés genera una caída instantánea de la tasa de creci-

---

bandas se obtienen mediante el método de bootstrap con 100 iteraciones, Efron y Tibshirani (1993) [13].

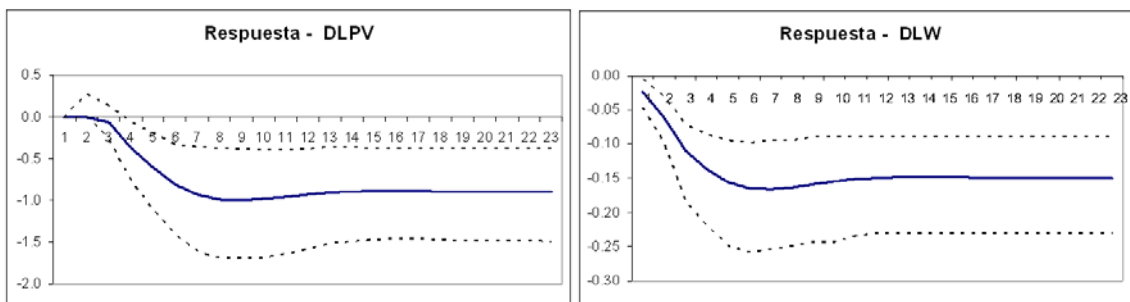


Gráfico 1:  $\nabla pv_t$  ante un shock en  $r_t$

Gráfico 2:  $\nabla w_t$  ante un shock en  $r_t$

miento de la riqueza residencial de 0.02 puntos porcentuales (pp). Dicha tasa, que se interpreta como la construcción de nueva vivienda, sigue cayendo hasta llegar a 0.15 pp que es la caída permanente a largo plazo. Al contrario que ocurría con la inflación residencial, cuya respuesta se prolongaba en el tiempo de forma progresiva, la respuesta de  $\nabla w_t$  se produce en pocos periodos. Así, en 3 años se produce el 70% de la respuesta y en 4 años casi el 90%, mostrando un ajuste muy rápido. La caída de la riqueza residencial, después de 24 años, se sitúa en el 3.54%. Estos resultados indican que la construcción es muy sensible a los tipos de interés, debido posiblemente, a que las constructoras deben financiar el producto hasta su venta y éste tarda una media de dos años en acabarse.

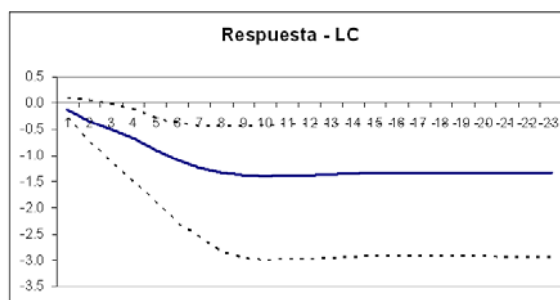


Gráfico 3:  $c_t$  ante un shock en  $r_t$

Como se observa en la tabla (4), un aumento permanente en los tipos de interés genera una caída transitoria en la tasa de crecimiento del consumo, ya que su respuesta se agota con el tiempo (16 años). Un aumento del tipo genera una caída instantánea del 0.13%. Dicha caída se hace mayor en el periodo siguiente y tras un

breve repunte a los 5 años, la caída en la tasa de crecimiento del consumo se va reduciendo hasta hacerse 0.

El consumo, como se observa en el gráfico (3), se reduce de forma instantánea en un 0.13%. La caída en el consumo aumenta de forma progresiva hasta situarse en el 1.33%, a largo plazo. Respecto a la rapidez de la respuesta, se observa que en 5 años se produce el 68% de la respuesta del consumo y en 7 años el 93%, mostrando un ajuste mas bien lento. Por último es importante notar que aunque a largo plazo el efecto sea una caída del 1.33%, el hecho de que el tipo se sitúe en un aumento de tan solo el 0.66% hace que el efecto del consumo ante un aumento de un punto en el tipo de interés sea el 1.98%. Dicha caída es similar a la reducción del consumo ocurrida en la crisis del año 1993 que se situó en el 2%.

Los resultados anteriores son compatibles con la explicación económica siguiente: De forma instantánea el tipo de interés reduce el consumo debido a que se encarece el crédito. Además, un aumento en los tipos reduce la riqueza residencial de forma instantánea ya que se encarece la financiación para las empresas constructoras. En dos años se produce una caída de la tasa de crecimiento de los precios de la vivienda, debida a la reducción en la demanda. La caída de la tasa de crecimiento de los precios de las viviendas reduce aun más la construcción de nueva vivienda, a través de la oferta. El comportamiento de la riqueza residencial y del precio de las viviendas tiene efectos sobre el consumo reduciéndolo todavía más. Sin embargo, a medida que se reduce el precio de las viviendas (y la inflación) el Banco Central empieza a bajar los tipos de interés generando un efecto positivo sobre el consumo. A medida que pasan los periodos, tanto los efectos negativos como los positivos se van agotando hasta que finalmente, la caída del consumo total es del 1.33%.

Es importante notar que el carácter de las respuestas ante cambios permanentes en los tipos es debido a los órdenes de integración de las variables. Así, debido a que  $r_t$  es  $I(1)$ , un aumento permanente de  $r_t$  tiene efectos permanentes en  $c_t$  y transitorios en  $\nabla c_t$ . Debido a que tanto  $w_t$  como  $pv_t$  son  $I(2)$ , un aumento

permanente en  $r_t$  tiene efectos permanentes en  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$ , así como en  $w_t$  y  $pv_t$ .

## 5. Estimación de los componentes de la respuesta del consumo

En este apartado se analiza el efecto del tipo de interés en el consumo, separando los distintos componentes del mismo. Así, el efecto del tipo se descompone en un efecto directo debido al encarecimiento del crédito y un efecto indirecto debido a las variaciones en la riqueza residencial y el precio de las viviendas. Este análisis permite concluir cuales son los factores mas importantes en la caída del consumo.

A partir del modelo estimado en (2) se obtienen las funciones de transferencia  $\nu_c(B)$ ,  $\nu_w(B)$  y  $\nu_p(B)$ <sup>10</sup>. Una vez obtenidas éstas se estiman  $\Gamma_c(B)$ ,  $\Theta_w(B)$ ,  $\Theta_p(B)$  y  $\Upsilon_{cp}(B)$ . Los resultados se presentan en la tabla (5). Es importante notar que no se presenta  $\Upsilon_{wp}(B)$ , ya que, debido a que  $\nu_{rw}(B) = 0$ , entonces  $\Upsilon_{cw}(B)$  también es 0.

Tabla 5: Consumo: Separación de efectos

años	$\Psi_{rc}$	$\Gamma_c(B)$	$\Theta_w(B)$	$\Theta_p(B)$	$\Upsilon_{cpv}$
0	-0.13	-0.13	0.00	0.00	0.00
1	-0.35	-0.38	0.00	0.03	0.00
2	-0.48	-0.43	-0.05	0.01	-0.01
3	-0.67	-0.42	-0.17	-0.06	-0.01
4	-0.90	-0.44	-0.33	-0.14	0.01
5	-1.10	-0.46	-0.46	-0.22	0.05
6	-1.25	-0.47	-0.59	-0.28	0.09
7	-1.34	-0.49	-0.68	-0.33	0.15
8	-1.39	-0.50	-0.75	-0.36	0.23
9	-1.40	-0.51	-0.81	-0.39	0.31
10	-1.38	-0.51	-0.84	-0.42	0.39
18	-1.31	-0.53	-0.96	-0.48	0.66

Como se observa en la tabla (5), el efecto que el tipo de interés tiene sobre el consumo a largo plazo, se puede descomponer en: (1) una caída del 0.53 % debida al

<sup>10</sup>Un análisis detallado puede consultarse en el apéndice algebraico adjunto al artículo.

efecto directo, (2) una caída del 0.96 % debida al papel de la riqueza residencial, (3) una caída del 0.48 % debida al efecto unidireccional del precio de las viviendas y (4) un aumento del 0.66 % debido al efecto retroalimentación generado por la reacción del tipo de interés ante cambios en el precio de las viviendas.

De forma mas detallada, se observa que si el tipo de interés aumenta de forma permanente en un 1 % se produce una caída directa e instantánea del consumo del 0.13 %. En los próximos dos periodos, la caída directa del consumo aumenta progresivamente hasta situarse en el 0.43 %. Dicha caída supone el 80 % de la caída que genera el tipo, de forma directa, sobre el consumo y muestra como, la mayor parte del efecto, se produce en los dos primeros años.

A partir del tercer año empieza la caída del consumo, debida al mercado inmobiliario. Así, en dicho año se produce una caída del consumo debida a la riqueza residencial del 0.17 % y del precio de las viviendas del 0.06 %. En los periodos siguientes las caídas aumentan, llegando a ser, al cabo de 10 años, del 0.84 % y 0.42 %, respectivamente.

El efecto unidireccional queda parcialmente compensado con el efecto retroalimentación. Durante los primeros cuatro años no existe dicho efecto retroalimentación ya que los precios de las viviendas no reaccionan, sin embargo, a medida que el precio de las viviendas empieza a caer, el Banco Central puede ir bajando los tipos de interés generando un aumento sobre el consumo. En el quinto periodo dicho aumento es del 0.05 %, efecto que sigue aumentando de forma progresiva hasta generar un aumento de 0.66 puntos porcentuales en el consumo a largo plazo.

De los efectos negativos que afectan al consumo, el efecto vía riqueza residencial es el de mayor importancia. El efecto directo, debido al encarecimiento del crédito, y el efecto garantía, debido al aumento en el precio de las viviendas, son similares y, aproximadamente, la mitad en cuantía que al efecto riqueza.

## 6. Conclusiones

Usando datos de la economía española, se ha estimado el efecto que sobre el consumo, la riqueza residencial y el precio de las viviendas tiene un aumento permanente en el tipo de interés.

Para ello se propone un MRC que permite identificar las respuestas de las variables sin restringir ninguna de sus propiedades estadísticas. Dicho modelo teórico permite además, dividir la respuesta del consumo en tres componentes: (1) el directo, relacionado con el encarecimiento del crédito al consumo, (2) el componente debido a las variaciones en la riqueza residencial y (3) el debido a las variaciones en el precio de la vivienda.

Desde un punto de vista cualitativo, un aumento permanente en los tipos de interés tiene un efecto permanente negativo sobre el consumo, la tasa de crecimiento de la riqueza residencial y la tasa de crecimiento del precio de las viviendas. Resultados, todos ellos, en la línea de la mayoría de los trabajos precedentes. Concretamente, un aumento permanente de un punto porcentual en los tipos genera:

(1) Una caída permanente en la tasa de crecimiento de la riqueza de 0.15 puntos porcentuales.

(2) Una caída permanente en la tasa de crecimiento de los precios de la vivienda de 0.9 puntos porcentuales. Este resultado explicaría en parte el aumento de los precios de las viviendas en España desde mediados de los 90.

(3) Una caída permanente del consumo de 1.33 puntos porcentuales. De ellos, 0.53 puntos se deben al efecto directo de los tipos sobre el consumo, vía encarecimiento del crédito, 0.96 puntos al efecto riqueza residencial, 0.48 puntos al efecto unidireccional del precio de la vivienda, vía disminución de la garantía y -0.66 puntos debidos al efecto de retroalimentación, positivo sobre el consumo, que traería consigo la reducción de tipos dictada por el Banco Central en respuesta a la moderación de los precios.



El componente más importante de la respuesta final del consumo es el de la riqueza residencial, seguido del componente directo y del componente garantía debido a los precios de la vivienda.

## Referencias

- [1] H. ALMEIDA, M. CAMPELLO, AND C. LIU, *The financial accelerator: Evidence from international housing markets*, *Review of Finance*, 10 (2006), pp. 1–32.
- [2] A. ANDO AND F. MODIGLIANI, *The life-cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and test*, *American Economic Review*, (1963), pp. 55–84.
- [3] K. AOKI, J. PROUDMAN, AND G. Vlieghe, *House as collateral: Has the link between house prices and consumption in the uk changed?*, *Fed. Reserve Bank New York Econ. Pol. Rev.*, 8 (2002), pp. 163–178.
- [4] ———, *House prices, consumption, and monetary policy: A financial accelerator approach*, *Journal of Financial Intermediation*, 13 (2004), pp. 414–435.
- [5] J. M. BARATA AND L. M. PACHECO, *Asset prices and monetary policy: Wealth effects on consumption*, Paper for 20th Symposium on Banking and Monetary Economics. University of Birmingham, (2003).
- [6] B. BERNANKE AND M. GERTLER, *Agency cost, net worth, and business fluctuations*, *The American Economic Review*, 79 (1989), pp. 14–31.
- [7] C. D. CARROL, *Housing wealth and consumption expenditure*, mimeo. Johns Hopkins University, (2004).
- [8] C. D. CARROL, M. OTSUKA, AND J. SLACALEK, *How large is the housing wealth effect? a new approach*, NBER Working Paper, (2006).
- [9] K. E. CASE, J. M. QUIGLEY, AND R. J. SHILLER, *Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market*, *Advances in Macroeconomics*, 5 (2005).
- [10] P. CATTE, N. GIROUARD, R. PRICE, AND C. ANDRÉ, *Housing markets, wealth and the bussiness cycle*, OECD Economics Department Working Papers n° 394, OECD Publishing, (2004).

- [11] M. A. DAVIS AND M. G. PALUMBO, *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, (2001).
- [12] N. DVORNAK AND M. KOHLER, *Housing wealth, stock market wealth and consumption: A panel analysis for australia*, The Economic Record, 83 (2007), pp. 117–130.
- [13] B. EFRON AND R. J. TIBSHIRANI, *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman and Hall. New York, 2003.
- [14] R. F. ENGLE AND C. W. J. GRANGER, *Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing*, Econometrica, 55 (1987), pp. 251–76.
- [15] E. FERNANDEZ-CORUGEDO, S. PRICE, AND A. BLAKE, *The dynamics of consumers' expenditure: The uk consumption redux*, Bank of England Working paper n° 204, (2003).
- [16] R. FLORES, M. GRACIA, AND T. PEREZ, *public capital stock and economic growth: an analysis of the spanish economy*, Applied Economics, (1998), pp. 985–994.
- [17] R. FLORES DE FRUTOS, *Los efectos de la expansion monetaria en la economia real de estados unidos*, Investigaciones Económicas, XIV (1990), pp. 479–502.
- [18] M. FRIEDMAN, *A theory of Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- [19] J. GALI, *Finite horizons, life-cycle savings, and time-series evidence on consumption*, Journal of Monetary Economics, 26 (1990), pp. 433–452.
- [20] B. HAMBURG, M. HOFFMANN, AND J. KELLER, *Consumption, wealth and business cycles in germany*, CESIFO Working Paper 1443, (2005).

- [21] M. IACOVIELLO, *Consumption, house prices, and collateral constraints: A structural econometric analysis*, Journal of Housing Economics, 13 (2004), pp. 304–320.
- [22] ———, *House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle*, The American Economic Review, 95 (2005), pp. 739–764.
- [23] G. M. JENKINS AND A. S. ALAVI, *Some aspects of modeling and forecasting multivariate time series*, Journal of Time Series Analysis, (1981), pp. 1–47.
- [24] S. JOHANSEN, *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models*, Econometrica, 59 (1991), pp. 1551–1580.
- [25] N. KIYOTAKI AND J. MOORE, *Credit cycles*, Journal of Political Economy, 105 (1997), pp. 211–248.
- [26] M. LETTAU AND S. LUDVIGSON, *Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption*, The American Economic Review, 94 (2004), pp. 276–299.
- [27] C. LEUNG, *Macroeconomics and housing: A review of the literature*, Journal Of Housing Economics, 13 (2004), pp. 249–267.
- [28] A. LUDWING AND T. SLOK, *The relationship between stock prices, house prices and consumption in oecd countries*, Topics in Macroeconomics: Vol 4 No. 1, Article 4, (2004).
- [29] H. LÜTKEPOHL, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, 2006.
- [30] H. LÜTKEPOHL AND M. KRÄTZIG, *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, 2004.
- [31] M. MAS, F. PEREZ, AND E. URIEL, *El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial (1964-2005). Nueva metodología*, Fundación BBVA, 2007.

- [32] Y. MATSUBAYASHI, *Wealth accumulation and household consumption by type: U.s. experience*, Kobe University Economic Review, 52 (2006), pp. 41–54.
- [33] F. ORTALO-MAGNÉ AND S. RADY, *Housing market fluctuations in a life-cycle economy with credit constraints*, Research Paper n° 1501, Graduate School of Business, Stanford University, (1998).
- [34] —, *Boom in, bust out: Young households and the housing price cycle*, European Economic Review, 43 (1999), pp. 755–766.
- [35] —, *Housing market dynamics: On the contribution of income shocks and credit constraints*, Review of Economic Studies, 73 (2006), pp. 459–485.
- [36] A. M. PEREIRA AND R. FLORES, *Public capital accumulation and private sector performance*, Journal of Urban Economics, (1999), pp. 300–322.
- [37] L. PICHETTE AND D. TREMBLAY, *Are wealth effects important for canada?*, Bank of Canada Working Paper N° 2003-30, (2003).
- [38] D. E. RAPACH AND J. K. STRAUSS, *The long-run relationship between consumption and housing wealth in the eighth district states*, Regional Economic Development, 2 (2006), pp. 140–147.
- [39] J. SLACALEK, *International wealth effects*, mimeo, (2006).