

# Descomposición del Efecto de los Tipos de Interés sobre el Consumo.

Manuel León Navarro

Rafael Flores de Frutos

(Primera Corrección)

30 de mayo de 2008

## **Abstract**

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 modelo macroeconómico multiecuacional dinámico, se descompone la función de respuesta del consumo en dos: una respuesta directa, relacionada con el encarecimiento del crédito y otra indirecta relacionado con el deterioro del mercado inmobiliario.

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

## **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.

Los modelos teóricos que analizan el efecto del tipo de interés en la economía, conjuntamente con el papel que juegan las viviendas, son de dos tipos: (1) los modelos de acelerador financiero como los de Aoki et al. (2004)[2] ó Iacoviello (2005)[7] y (2) los modelos IS-LM dinámicos, del estilo al de Grandner y Gstach (2006)[5].

Los modelos de acelerador financiero son modelos de equilibrio general en los que las viviendas se usan como garantía de los créditos que piden las familias. Un aumento del precio de las mismas genera un aumento de la garantía y por tanto un aumento del crédito. El aumento del crédito genera aumentos en el consumo y la actividad.

En Aoki et al. (2004)[2] se propone un modelo de acelerador financiero en el que existen imperfecciones en el mercado de capitales. Dichas imperfecciones hacen que la garantía, que es el valor de las viviendas, juegue un papel importante en la transmisión de los shocks que afectan a la economía. Así, ante un shock positivo, se produce un aumento del precio de las viviendas y por lo tanto del crédito. El aumento del crédito genera un efecto positivo en la economía. Las simulaciones teóricas del modelo muestran que una caída del tipo de interés genera un aumento en el precio de las viviendas, la inversión residencial y el consumo.

En Iacoviello (2005)[7] se supone que la deuda de los hogares se negocia en términos nominales. En ese caso un aumento del tipo de interés reduce la inflación y por lo tanto aumenta las obligaciones reales de la deuda. Al aumentar éstas, disminuye el consumo. Así, un aumento del tipo genera una caída del consumo y de la actividad por tres vías: (1) Por el efecto directo sobre las variables, (2) por el efecto garantía a través del precio de las viviendas y (3) por el efecto nominal de la deuda.

Otros modelos teóricos también prevén un efecto negativo de los tipos en el precio de la vivienda. Así, utilizando un modelo IS-LM dinámico, Grandner y Gstach

(2006) [5] encuentran que los precios de las viviendas pueden sobre-reaccionar ante la política monetaria si la elasticidad de la demanda de viviendas es baja.

Empíricamente, la relación entre los tipos, consumo y precios de la vivienda se ha estudiado mediante modelos VAR (Modelos Vectoriales Autorregresivos).

Lastrapes (2002)[10] estima un modelo VAR para la economía americana en el que una caída de los tipos genera un aumento de los precios de las viviendas y de la inversión residencial.

Aoki et al (2002) [1] encuentran que para la economía inglesa, el aumento del tipo de interés genera una caída del precio de las viviendas, la inversión residencial y el consumo de bienes duraderos y no duraderos.

Por último, Iacoviello (2005) [7] estima un modelo VAR para la economía americana en el que se encuentra una respuesta negativa del PIB y el precio de las viviendas, ante un aumento de los tipos de interés. Además, un shock positivo en el precio de las viviendas genera un aumento en el PIB.

En el presente artículo, se estiman 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 de la economía española.

Con la ayuda de un modelo teórico dinámico, 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.

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 modelo teórico que admite una representación multivariante estocástica del tipo VAR. Dicha representación puede ser estimada sin problemas, a partir del correspondiente modelo empírico. Para la identificación de los parámetros del modelo teórico, sólo es necesario suponer que existe una asimetría en la información que utilizan los distintos agentes a la hora de determinar las variables de las que son responsables. 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 para ese periodo, 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 encarecimiento del crédito, una caída del 0,96 %, debido al descenso en la riqueza residencial y un aumento del 0,18 % debido a la caída en precio de las viviendas. Este último efecto se puede descomponer a su vez en un aumento del 0,66 % debido al efecto de retroalimentación (bajada de tipos por parte del Banco Central ante la caída de la inflación) y una caída del 0,48 % debido al efecto garantía del precio de las viviendas sobre el consumo.

El artículo se organiza de la siguiente forma, en la Sección 2 se especifica el modelo teórico que permite identificar las respuestas de las variables ante un shock en el tipo de interés. En la Sección 3 se presentan los datos así como los resultados estadísticos previos. En la Sección 4 se construye el modelo vectorial de corrección del error. En la Sección 5 se estiman las respuestas de las variables ante un aumento permanente unitario en el tipo de interés. En la Sección 6 se estiman los distintos componentes de la respuesta final del consumo ante un aumento el tipo de interés.

Y en la Sección 7 se presentan las principales conclusiones.

## 2. Modelo Teórico

En esta sección se adapta el modelo teórico propuesto en Flores et al. (1998) [4] y Pereira y Flores (1999) [15], 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  $z_t = (c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t)$ <sup>1</sup> 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 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>2</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 infor-

---

<sup>1</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).

<sup>2</sup>En el caso del tipo de interés la minúscula denota  $r_t = Ln(1 + R_t)$

mación 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>3</sup>, esto es:

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

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).  $\pi_z(B) = I - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots$  es una matriz polinomial (3x3), cuyo determinante puede tener raíces sobre el círculo unidad<sup>4</sup>, esto es, las variables del vector  $z_t$  pueden ser no estacionarias. Por

---

<sup>3</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  $pv_t$ .

<sup>4</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.

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:

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

En cada periodo, el Banco Central determina  $r_t$  usando la información de  $\Omega_{bt}$ . Esto hace que  $r_t$  dependa de los valores pasados de  $r_t$  y de  $z_t$ <sup>5</sup>.

$$\begin{aligned} r_t &= \nu_b(B)z_t + \epsilon_{bt} \\ \pi_b(B)\epsilon_{bt} &= \alpha_{bt} \end{aligned} \tag{2}$$

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

Es importante destacar que la restricción  $\nu_{bc}(0) = \nu_{bw}(0) = \nu_{bpv}(0) = 0$  en la ecuación (2) consecuencia del supuesto realizado sobre el conjunto de información del Banco Central, así como el supuesto de independencia entre  $\alpha_{bt}$  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*

---

<sup>5</sup>Se supone que la política monetaria de esta economía es determinar el tipo de interés en vez de la oferta monetaria

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

$$\begin{bmatrix} \pi_z(B) & -\pi_z(B)\nu_z(B) \\ -\pi_b(B)\nu_b(B) & \pi_b(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{zt} \\ \alpha_{bt} \end{bmatrix} = \quad (3)$$

En notación compacta:

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

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)[8] 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  $\alpha_{yt}^*$ :

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

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:

$$z_t = \Psi_b(B)\alpha_{bt} + \Psi_z(B)\alpha_{zt} \quad (8)$$

donde:

$$\Psi_b(B) = [I - \nu_z(B)\nu_b(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_b(B)^{-1} = \Phi_{b0} + \Phi_{b1}B + \Phi_{b2}B^2 + \dots \quad (9)$$

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

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

$$\Psi_b(B) = \begin{pmatrix} \Psi_{bc}(B) \\ \Psi_{bw}(B) \\ \Psi_{bpv}(B) \end{pmatrix} \quad (11)$$

La secuencia de coeficientes asociados con los polinomios  $\Psi_{bi}(B)$  de la ecuación (9) se interpretan como la función de respuesta de las variables del vector  $z_t$  ante un impulso en  $\alpha_{bt}$ , es decir  $\partial z_{t+j}/\partial \alpha_{bt-j}$  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*

Desarrollando de forma detallada la expresión del modelo (3) se observa como dicho sistema tiene la forma del sistema (12).

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(B) & \pi_{12}(B) & \pi_{13}(B) & -[\pi_{11}(B)\nu_c(B) + \pi_{12}(B)\nu_w(B) + \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B)] \\ \pi_{21}(B) & \pi_{22}(B) & \pi_{23}(B) & -[\pi_{21}(B)\nu_c(B) + \pi_{22}(B)\nu_w(B) + \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B)] \\ \pi_{31}(B) & \pi_{32}(B) & \pi_{33}(B) & -[\pi_{31}(B)\nu_c(B) + \pi_{32}(B)\nu_w(B) + \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B)] \\ -\pi_b(B)\nu_{bc}(B) & -\pi_b(B)\nu_{bw}(B) & -\pi_b(B)\nu_{bpv}(B) & \pi_b(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{ct} \\ \alpha_{wt} \\ \alpha_{pvt} \\ \alpha_{bt} \end{bmatrix} \quad (12)$$

La posición (1,4) de la matriz polinomial en el modelo (12) dividida por la posición (1,1), representa el efecto directo, consecuencia del encarecimiento (o abaratamiento) del crédito, del tipo de interés sobre el consumo:

$$\Gamma_c(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B) + \frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B) \right] \quad (13)$$

Por último, el efecto indirecto consecuencia de las variaciones en el mercado inmobiliario, se puede obtener como  $\Psi_{bc}(B) - \Gamma_c(B)$ , esto es, como diferencia entre el efecto final, dado por  $\Psi_{bc}(B)$  y el efecto directo  $\Gamma_c(B)$ .

### *Estrategia de Estimación*

El modelo propuesto en (6) y (7) es un modelo VAR en los niveles de las variables que puede ser estimado a partir de los datos.

Igualando la matriz de varianzas y covarianzas estimada del término de error del modelo VAR a la expresión (7) se puede estimar  $V$ . Una vez estimada  $V$ , se pueden estimar el resto de parámetros del modelo propuesto en (3) y (4). Por último, utilizando (9) se estima la función de respuesta al impulso y utilizando (13) sus componentes.

## 3. Análisis Empírico

### 3.1. Los datos

Se usan datos anuales de la economía Española para el periodo 1974-2002<sup>6</sup>.

Las variables utilizadas son:

- *C*: Es el “consumo de los hogares”. Esta serie es 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 esta medida en términos reales (euros de 1995)<sup>7</sup>.
- *W*: Es el stock de capital residencial real neto (millones de euros de 1995). Estos datos son 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>)
- *PV*: El deflactor implícito de la riqueza residencial, medido como el cociente entre el stock nominal y el real. Ambas series se obtienen del IVIE y BBVA.
- *R*: El tipo de interés MIBOR a 1 mes, obtenido del Banco de España (<http://www.bde.es/infoest/htmls/capit18.htm>).<sup>8</sup>.

---

<sup>6</sup>La disponibilidad temporal de los datos utilizados es variable, el consumo de 1971 a 2004, la riqueza residencial y el precio de las viviendas de 1971 a 2002 y el tipo de interés de 1974 a 2004. Siempre que sea posible se utilizará el mayor número de datos

<sup>7</sup>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.

<sup>8</sup>Esta serie es mensual, anualizandose mediante la media geométrica de  $(1 + R_t)$

### 3.2. Análisis univariantes y órdenes de integración

En los gráficos (1), (2), (3) y (4) se presentan las series  $c_t$ ,  $w_t$ ,  $pv_t$  y  $r_t$ . Las series son claramente no estacionarias. La tabla (1) muestra el contraste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para las primeras diferencias de dichas variables.

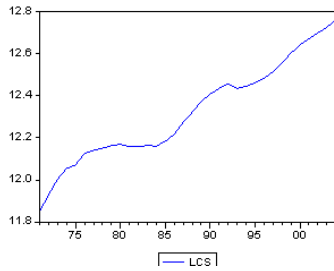


Gráfico 1:  $c_t$

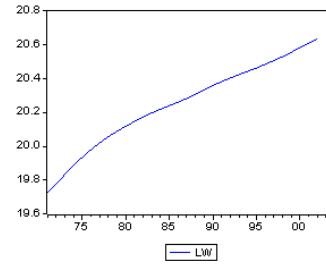


Gráfico 2:  $w_t$

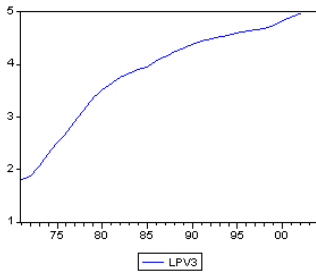


Gráfico 3:  $pv_t$

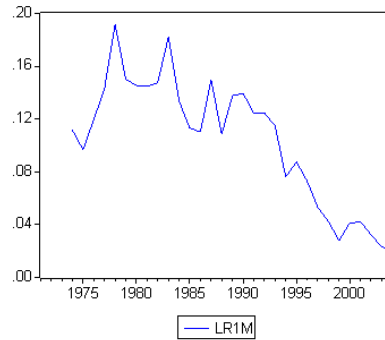


Gráfico 4:  $r_t$

Los resultados sugieren que las series  $\nabla c_t$  y  $\nabla r_t$  son estacionarias,  $I(0)$ , ya que el valor del estadístico,  $-3.08$  y  $-4.32$ , es menor que el valor crítico al 95% de confianza. La serie  $\nabla pv_t$  es claramente no estacionaria ya que el valor del estadístico, para cualquier número de retardos, es menor que el valor crítico. La serie  $\nabla w_t$  es no estacionaria ya que su estadístico para  $p=3$  es  $-2.27$ , menor que el valor crítico de las tablas, sin embargo debido a que con otros valores de  $p$  el resultado es ambiguo, se presentan los gráficos de  $\nabla pv_t$  y  $\nabla w_t$  en (5) y (6). En ambos gráficos se observa que las variables  $\nabla pv_t$  y  $\nabla w_t$  son no estacionarias ya que presentan una tendencia negativa.

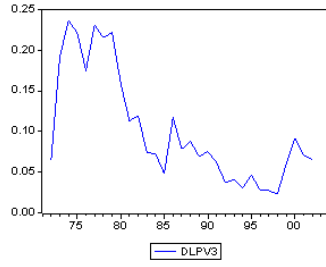


Gráfico 5:  $\nabla pv_t$

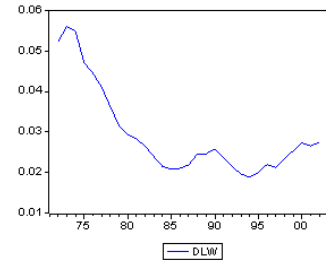


Gráfico 6:  $\nabla w_t$

Tabla 1: Contraste ADF para las series  $\nabla$

ADF <sup>a</sup>	p=1	p=2	p=3	p=4
$\nabla c_t$	-3.08	-2.72	-2.58	-4.39
$\nabla w_t$	-4.54	-4.59	-2.27	-3.09
$\nabla pv_t$	-1.50	-1.98	-1.61	-2.01
$\nabla r_t$	-4.32	-3.68	-3.47	-2.02

<sup>a</sup>Nota:  $H_0 : \rho = 1$  en el modelo  $\nabla^2 z_t = \mu + \rho \nabla z_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \nabla^2 z_{t-j} + u_t$ . El valor crítico al 95 % es -2.96 (MacKinnon). Para  $r_t$ ,  $\mu = 0$  y el valor crítico al 95 % es -1.95 (MacKinnon)

En la tabla (2) se presentan los resultados de la estimación univariante para las series estacionarias.

Tabla 2: Modelo Univariante

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  $(1-\phi)[z_t - \mu] = a_t$ . 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.

Es importante destacar la ausencia de operadores media móvil en los modelos univariantes para  $\nabla^2 w_t$  y  $\nabla^2 pv_t$ . La aparición de términos MA cercanos a la no invertibilidad indicaría una posible sobrediferenciación de las variables.

Resumiendo, el contraste ADF y los modelos univariantes indican que las series  $c_t$  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  $I(2)$ .

## 4. Modelo VAR Empírico

### 4.1. Elección del orden del VAR

En la tabla (3) se muestra el estadístico del ratio de verosimilitudes para los diversos ordenes del VAR. Debido a que el valor del estadístico para el orden 3 es 26.02 mayor que el valor crítico al 90 % de confianza se puede rechazar la hipótesis nula de que todos los coeficientes del VAR(3) sean 0. Por lo tanto, el contraste LR sugiere un VAR(3) como modelo más adecuado.

Tabla 3: Ratio de verosimilitud para la elección del orden del VAR

Orden <sup>a</sup>	0	1	2	3	4
Ratio de Verosimilitud (LR)	NA	159.6518	37.79070	26.02069	22.95179

<sup>a</sup>El estadístico LR se computa de la siguiente manera  $LR = (T - m)(\log|\Omega_{l-1}| - \log|\Omega_l|)$  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 23.54 al 90 % y 26.3 al 95 %.

Adicionalmente se calculan las funciones de correlaciones cruzadas residuales, correspondientes a un VAR(2) y un VAR(3). Dichas funciones se presentan en los gráficos (7) y (8).

Crosscorrelations

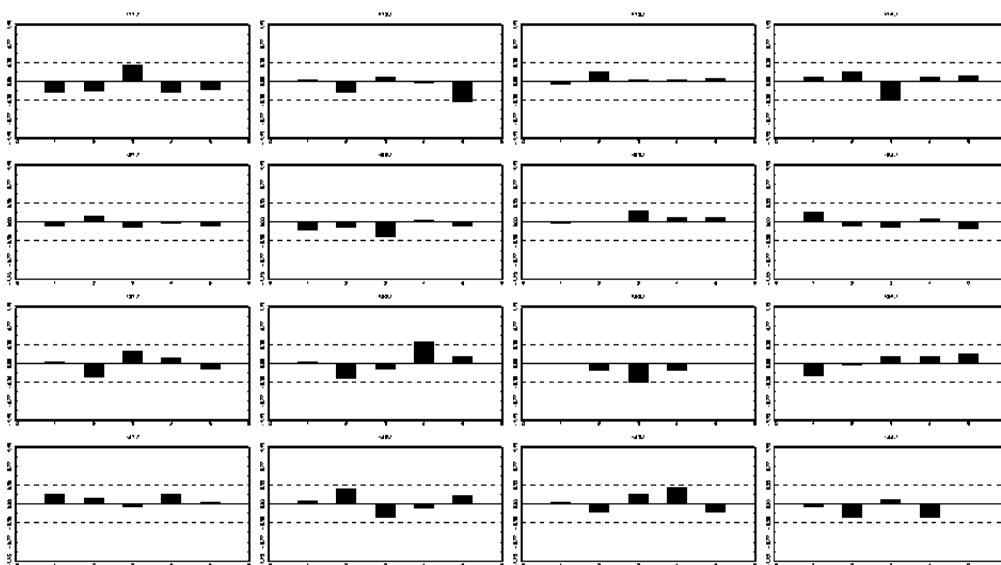


Gráfico 7: CCF del VAR(2)

Crosscorrelations

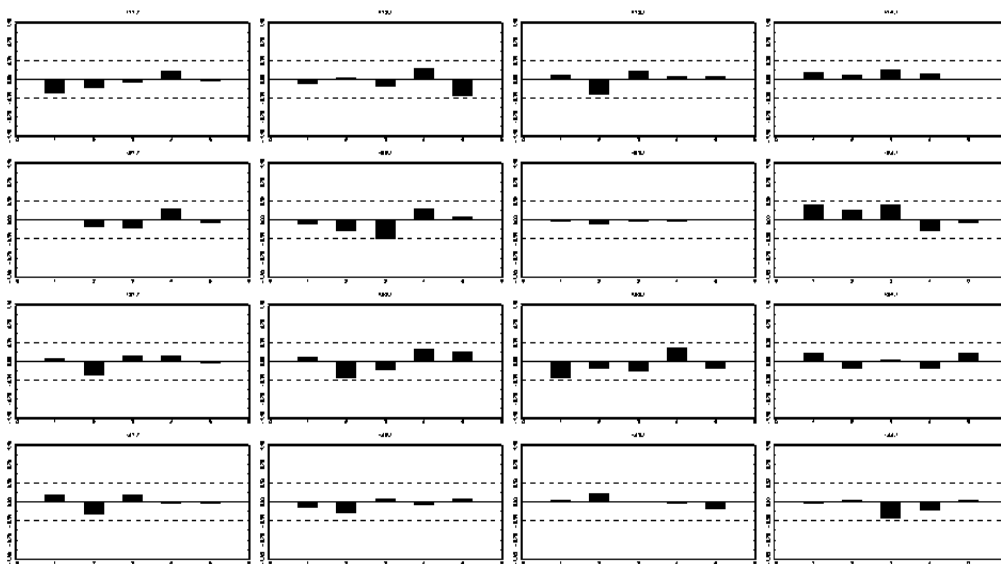


Gráfico 8: CCF del VAR(3)

Algunas correlaciones cruzadas del VAR(2) tienen valores significativos que desaparecen en las correlaciones cruzadas del VAR(3).

## 4.2. Cointegración

En este apartado se analizan las posibles relaciones de cointegración. La tabla (4) contiene los resultados del contraste de Johansen (1991) [9], suponiendo que existe constante tanto en el VAR así como en la relación de cointegración<sup>9</sup>.

En la primera columna aparece la hipótesis nula "número de relaciones de cointegración". La segunda columna muestra el estadístico de la traza y la tercera el p-valor asociado a dicho estadístico. La cuarta columna muestra el estadístico del máximo autovalor y su p-valor en la quinta.

Tabla 4: Contraste de Johansen

Contraste de cointegración <sup>a</sup>				
$H_0$ :Nº de relaciones	Est. Traza	Traza(p-valor)	Est. Max Autovalor	Max. Auto.(p-valor)
ninguna*	80.81*	0.0000	35.21*	0.0043
como mucho 1*	45.59*	0.0004	21.95*	0.0383
como mucho 2*	23.64*	0.0024	16.45*	0.0222
como mucho 3*	7.18*	0.0074	7.18*	0.0074
Contraste con tendencia en el nivel y VEC(2). Datos utilizados: 1977-2002				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95 % de confianza				

<sup>a</sup>Nota: El contraste se realiza suponiendo hay constante en la relación de cointegración  $\Pi z_t = \alpha\beta'z_{t-1}$ , siendo  $z_t$  la variable no estacionaria.

El contraste de Johansen indica que existen 4 relaciones de cointegración, lo cual no es posible en vector de cuatro variables I(1).

Debido a este extraño resultado, se realiza un análisis más detallado de las posibles relaciones de cointegración. En dicho análisis se presentan las relaciones de cointegración obtenidas del contraste, con objeto de determinar si tienen una apariencia estacionaria.

La ecuación (14) es la relación de cointegración obtenida del contraste en el caso de que sólo existiera una. Dicha relación  $\hat{\zeta}_1^t$  viene representada en el gráfico

<sup>9</sup>Se supone que existe constante en el VAR ya que el modelo univariante para la serie  $\nabla c_t$  tiene constante

(9).

$$\nabla w_t - 0,009 c_t - 0,091 \nabla pv_t + 0,047 r_t = \hat{\zeta}_1_t \quad (14)$$

(0,005)                      (0,009)                      (0,017)

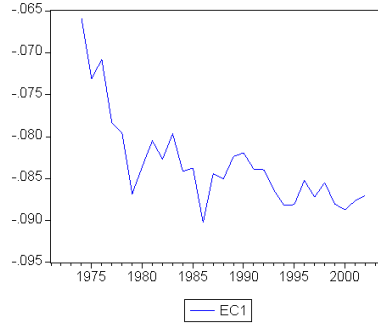


Gráfico 9:  $\hat{\zeta}_1_t$

Como se observa en el gráfico (9)  $\hat{\zeta}_1_t$  no es una relación de cointegración ya que presenta una clara tendencia negativa. Las ecuaciones (15) y (16) son las relaciones de cointegración obtenidas del contraste en el caso de que se hubiese aceptado la presencia de dos relaciones de cointegración.

$$\nabla w_t - 0,16 \nabla pv_t + 0,06 r_t = \hat{\zeta}_2_t \quad (15)$$

(0,02)                      (0,02)

$$c_t - 7,61 \nabla pv_t + 1,04 r_t = \hat{\zeta}_3_t \quad (16)$$

(2,03)                      (2,42)

Las relaciones  $\hat{\zeta}_2_t$  y  $\hat{\zeta}_3_t$  se presentan en los gráficos (10) y (11). Éstos muestran que  $\hat{\zeta}_2_t$  puede considerarse una relación de cointegración pero  $\hat{\zeta}_3_t$  no, ya que presenta una clara tendencia creciente<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup>El análisis para tres relaciones de cointegración, no presentado en este artículo, indica que si se consideran tres relaciones de cointegración ninguna lo son ya que todas tienen una clara tendencia

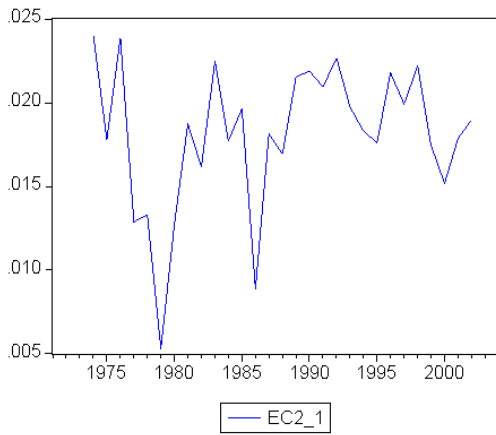


Gráfico 10:  $\hat{\epsilon}_2_t$

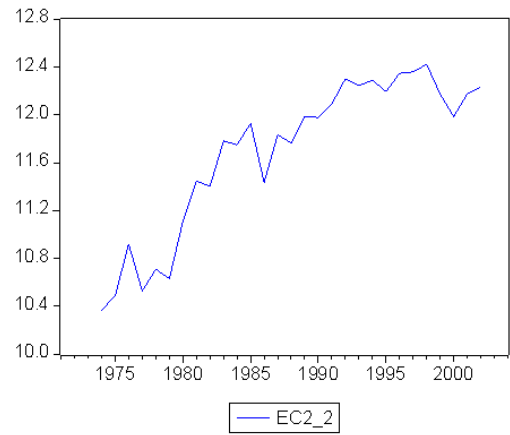


Gráfico 11:  $\hat{\epsilon}_3_t$

Debido a la gran sensibilidad del contraste de Johansen a los grados de libertad y con el objetivo de precisar los resultados, se propone la metodología de Engle y Granger [6] para detectar las posibles relaciones de cointegración. Esta metodología es menos potente que el contraste de Johansen pero es menos sensible tanto a la elección del orden del modelo multivariante como a los grados de libertad.

En la tabla (5) 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.

Tabla 5: Enfoque Engle-Granger para cointegración

var. dependiente	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
$c_t$	-2.85	-2.95	-2.53	-2.33	-2.50
$\nabla w_t$	-4.06	-2.65	-4.47	-3.93	-2.59
$\nabla pv_t$	-4.03	-2.48	-4.1	-3.26	-2.29
$r_t$	-3.13	-2.75	-2.99	-2.58	-2.33

El valor crítico(95%) es -4.11 (Phillips y Ouliaris (1990))

De la tabla (5) se concluye que existe una relación de cointegración entre  $\nabla w_t$ <sup>11</sup> y las demás variables. Para analizar cual deben ser las variables que se in-

<sup>11</sup>También se podría concluir que existe un relación de  $\nabla pv_t$  con las demás variables pero el análisis posterior mostró que era la misma relación que con  $\nabla w_t$  pero normalizada de otra manera

cluyan en la relación de cointegración se presenta en la tabla (6) el contraste ADF para los residuos de la regresión de  $\nabla w_t$  con las demás variables excluidas una a una.

Tabla 6: Enfoque Engle-Granger para cointegración con  $\nabla w_t$

variable excluida	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
$c_t$	-4.60	-2.89	-5.25	-4.49	-2.99
$\nabla pv_t$	-2.40	-1.73	-2.40	-2.51	-3.06
$r_t$	-3.25	-2.42	-2.01	-1.40	-2.13

El valor crítico(95 %) es -3.77 (Phillips y Ouliaris (1990))

De la tabla (6) se concluye que  $c_t$  no debe estar en la relación. La estimación MCO de dicha relación se presenta en la ecuación (17).

$$\nabla w_t = 0,021 + 0,13 \nabla pv_t - 0,05 r_t + \xi_{1t} \quad (17)$$

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

La relación de cointegración estimada en (17) se presenta en el gráfico (12).

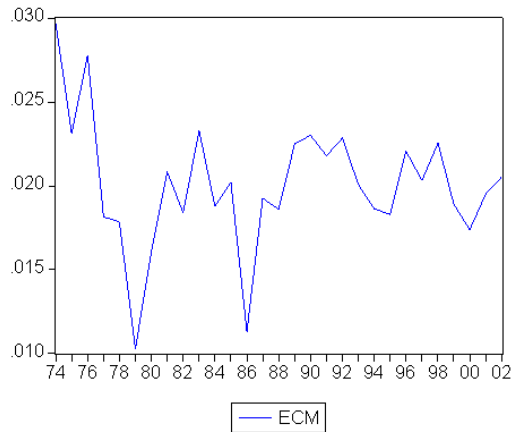


Gráfico 12:  $ecm_t$

Esta relación es casi idéntica a (15) obtenida por el método de Johansen.

Debido a que ambos métodos llevan a la misma relación de cointegración, se concluye que dicha relación existe y es la única.

Ésta 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 ser interpretada 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.

### 4.3. Modelo VEC

Utilizando la relación de cointegración mostrada en (17) 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 después cada ecuación del modelo de forma independiente, por MCO. Los resultados aparecen en la tabla (7).

Tabla 7: 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.

La matriz de covarianzas se presenta en (18) y la matriz de correlaciones instantáneas se presenta en (19). Las bandas de confianza para las correlaciones instantáneas al 95 % son  $\pm 2 * DT = \pm 2/\sqrt{n} = \pm 0,38$ .

$$\Sigma_u = \begin{pmatrix} 0,00013144710 & 0,00000601234 & 0,00011080650 & -0,00005728316 \\ 0,00000601234 & 0,00000157181 & 0,00000745951 & -0,00001053496 \\ 0,00011080650 & 0,00000745951 & 0,00051477440 & 0,00000739939 \\ -0,00005728316 & -0,00001053496 & 0,00000739939 & 0,00045522570 \end{pmatrix} \quad (18)$$

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,42 & 0,43 & -0,23 \\ 0,42 & 1,00 & 0,26 & -0,39 \\ 0,43 & 0,26 & 1,00 & 0,02 \\ -0,23 & -0,39 & 0,02 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (19)$$

El gráfico de residuos se presenta en (13) y las funciones de correlaciones cruzadas residuales en el gráfico (14). En ninguna de ellas se aprecian correlaciones significativas por lo que estos resultados sugieren que el modelo (7) representa de forma adecuada la estructura de correlaciones dinámicas entre las variables.

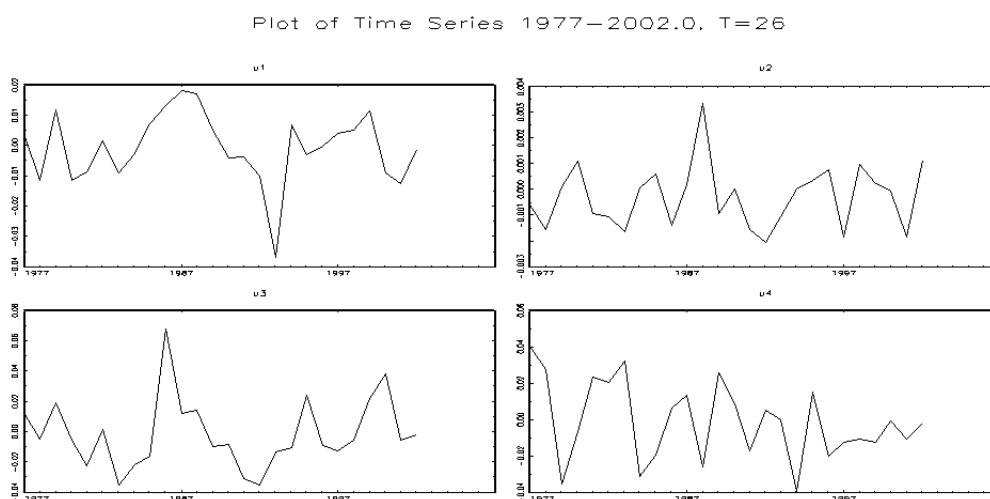


Gráfico 13: Residuos del modelo

Crosscorrelations

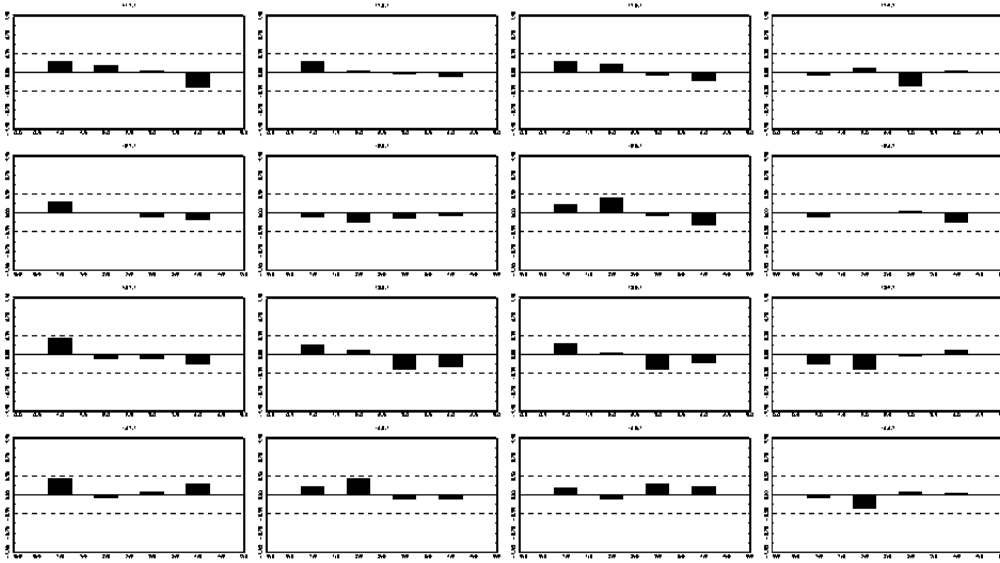


Gráfico 14: CCF residual

El modelo de la tabla (7), 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 (18) 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.

$$V = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0,126 \\ 0 & 1 & 0 & 0,023 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (20)$$

Premultiplicando por  $V$  la versión VAR del modelo de la tabla (7) 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 (8) junto con las correlaciones instantáneas que se presentan en la matriz (21).

Tabla 8: 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		

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,36 & 0,44 & 0,00 \\ 0,36 & 1,00 & 0,28 & -0,02 \\ 0,44 & 0,28 & 1,00 & 0,01 \\ 0,00 & -0,02 & 0,01 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (21)$$

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  $\nabla pv_t$ .

## 5. Funciones de respuesta al tipo de interés

A partir del modelo ortogonalizado (3), cuya estimación se presentó en la tabla (8), 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 (9).

Como se observa en el gráfico (15)<sup>12</sup> así como en la tabla (9) un aumento 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 0.07 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 0.9 puntos porcentuales, donde se mantiene de forma permanente. La caída de los precios de las viviendas es constante situándose a los 25 años en el 19.27%. 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

---

<sup>12</sup>Las bandas de confianza de las respuestas al 95% se dibujan en líneas discontinuas. En el apéndice se describe el método empleado para su cálculo y se presentan los resultados

Tabla 9: Respuesta ante un shock permanente en el tipo de interés

años	$\nabla c_t$	$\nabla w_t$	$\nabla pv_t^a$	$\nabla r_t$	$ecm_t$	$c_t$	$w_t$	$pv_t$	$r_t$
1	-0.13	-0.02	0.00	1.00	0.03	-0.13	-0.02	0.00	1.00
2	-0.22	-0.06	0.00	0.00	-0.01	-0.35	-0.08	0.00	1.00
3	-0.16	-0.11	-0.07	0.00	-0.05	-0.50	-0.20	-0.07	1.00
4	-0.17	-0.14	-0.37	-0.03	-0.04	-0.68	-0.33	-0.44	0.97
5	-0.23	-0.16	-0.60	-0.11	-0.03	-0.91	-0.49	-1.04	0.86
6	-0.18	-0.16	-0.80	-0.09	-0.02	-1.09	-0.65	-1.84	0.77
7	-0.15	-0.17	-0.93	-0.08	-0.01	-1.24	-0.82	-2.77	0.69
8	-0.09	-0.16	-0.99	-0.05	0.00	-1.33	-0.98	-3.76	0.65
9	-0.05	-0.16	-1.00	-0.02	0.00	-1.38	-1.14	-4.76	0.62
10	-0.01	-0.15	-0.99	0.00	0.00	-1.39	-1.29	-5.75	0.62
11	0.01	-0.15	-0.96	0.01	0.00	-1.39	-1.45	-6.71	0.63
12	0.02	-0.15	-0.93	0.01	0.00	-1.37	-1.59	-7.64	0.64
13	0.02	-0.15	-0.91	0.01	0.00	-1.36	-1.74	-8.55	0.65
14	0.01	-0.15	-0.89	0.01	0.00	-1.34	-1.89	-9.44	0.66
15	0.01	-0.15	-0.89	0.01	0.00	-1.33	-2.04	-10.33	0.66
16	0.01	-0.15	-0.89	0.00	0.00	-1.33	-2.19	-11.21	0.66
17	0.00	-0.15	-0.89	0.00	0.00	-1.32	-2.34	-12.10	0.66
18	0.00	-0.15	-0.89	0.00	0.00	-1.32	-2.49	-12.99	0.66
19	0.00	-0.15	-0.89	0.00	0.00	-1.33	-2.64	-13.89	0.66
20	0.00	-0.15	-0.90	0.00	0.00	-1.33	-2.79	-14.78	0.66
21	0.00	-0.15	-0.90	0.00	0.00	-1.33	-2.93	-15.68	0.66
22	0.00	-0.15	-0.90	0.00	0.00	-1.33	-3.08	-16.58	0.66
23	0.00	-0.15	-0.90	0.00	0.00	-1.33	-3.23	-17.48	0.66
24	0.00	-0.15	-0.90	0.00	0.00	-1.33	-3.38	-18.38	0.66
25	0.00	-0.15	-0.90	0.00	0.00	-1.33	-3.53	-19.27	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

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 (16), así como en la tabla (9), un aumento permanente en los tipos de interés genera una caída instantánea de la tasa de crecimiento 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

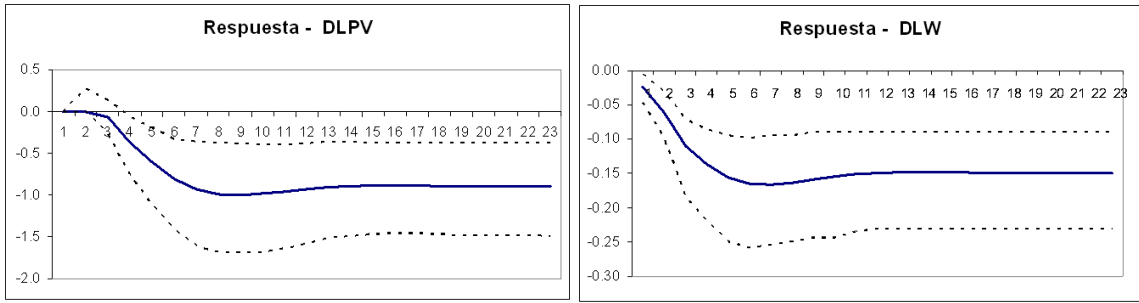


Gráfico 15:  $\nabla pv_t$  ante un shock en  $r_t$

Gráfico 16:  $\nabla w_t$  ante un shock en  $r_t$

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 25 años, se sitúa en el 3.53%. 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.

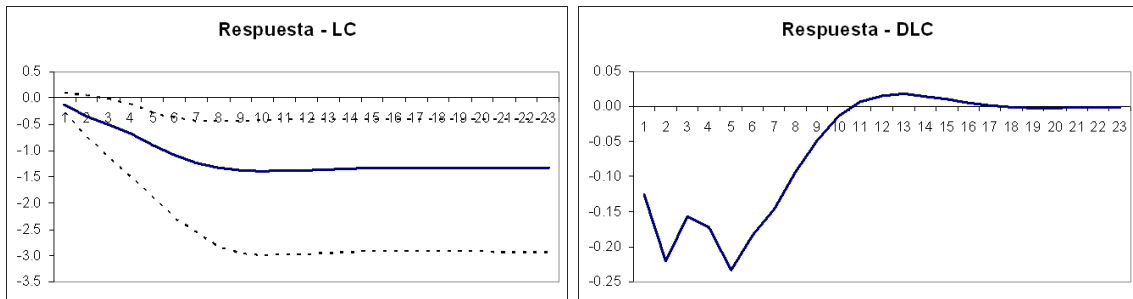


Gráfico 17:  $c_t$  ante un shock en  $r_t$

Gráfico 18:  $\nabla c_t$  ante un shock en  $r_t$

Como se observa en el gráfico (18), así como en la tabla (9), 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 (17), 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 relativamente rápido. 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  $pv_t$ .

## 6. 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.

Incluyendo en (8) las restricciones encontradas en el modelo empírico, la función de respuesta final del consumo tiene la forma de la ecuación (22)<sup>13</sup>. En dicha ecuación se observa como la respuesta en la ecuación del consumo  $\Psi_{bc}(B)$  se puede descomponer en dos. Una respuesta unidireccional del tipo sobre el consumo que representada por  $\nu_c(B)$  y otra debida al efecto de retroalimentación que el precio de la vivienda tiene sobre el tipo de interés.

$$\Psi_{bc}(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\nu_c(B)\nu_{bpv}(B)\nu_{pv}(B)}{1 - \nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \right] \quad (22)$$

Si denominamos al efecto retroalimentación  $\Upsilon_{cp}(B)$ <sup>14</sup> entonces la respuesta del consumo al tipo de interés se puede escribir como:

$$\Psi_{bc}(B) = \nu_c(B) + \Upsilon_{cp}(B) \quad (23)$$

Por otro lado, como se observó en la sección (2), el efecto directo del tipo sobre el consumo se obtiene a partir del modelo estructural y tiene la forma:

$$\Gamma_c(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B) + \frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B) \right] \quad (24)$$

<sup>13</sup>Dicha expresión es válida si  $(\nu_{bc}(B), \nu_{bw}(B)) = (0, 0)$  como indican los datos. El desarrollo algebraico detallado puede consultarse en el apéndice B

<sup>14</sup>Es decir  $\Upsilon_{cp}(B) = \frac{\nu_c(B)\nu_{bpv}(B)\nu_{pv}(B)}{1 - \nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)}$

Si  $\Theta_w(B) = -\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B)$  es el efecto indirecto, de los tipos de interés en el consumo, a través de la riqueza residencial y  $\Theta_p(B) = -\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B)$  es el efecto indirecto unidireccional, de los tipos de interés en el consumo, a través del precio de las viviendas, entonces, reorganizando (24) se obtiene:

$$\nu_c(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) \quad (25)$$

Y sustituyendo (25) en (23) se obtiene (26).

$$\Psi_{bc}(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) + \Upsilon_{cp}(B) \quad (26)$$

La ecuación (26) muestra que la respuesta final del consumo,  $\Psi_{bc}(B)$ , se puede descomponer: (1) en un efecto directo de los tipos de interés en el consumo, representado por  $\Gamma_c(B)$  y (2) en un efecto indirecto a través del mercado inmobiliario que, a su vez, consta de varios componentes: El efecto a través de la riqueza residencial, representado por  $\Theta_w(B)$ , el efecto unidireccional del precio de las viviendas  $\Theta_p(B)$  (o efecto garantía) y el efecto de retroalimentación sobre los tipos, representado por  $\Upsilon_{cp}(B)$ .

A partir del modelo estimado en (7) se estiman las funciones de transferencia  $\nu_c(B)$ ,  $\nu_w(B)$  y  $\nu_p(B)$  (ver apéndice C). 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 (10).

Como se observa en la tabla (10), 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 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 también por el precio de las viviendas. La suma de los dos últimos permite concluir que el papel del precio de las viviendas total genera un aumento del 0.12 % en el consumo a largo plazo.

Tabla 10: Consumo: Separación de efectos

años	$\Psi_{bc}$	$\Gamma_c(B)$	$\Theta_w(B)$	$\Theta_p(B)$	$\Upsilon_{cp}$
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	-1.09	-0.45	-0.46	-0.22	0.05
6	-1.24	-0.47	-0.58	-0.28	0.09
7	-1.33	-0.49	-0.67	-0.33	0.15
8	-1.38	-0.50	-0.74	-0.36	0.23
9	-1.39	-0.51	-0.80	-0.39	0.31
10	-1.38	-0.51	-0.84	-0.42	0.39
11	-1.36	-0.52	-0.87	-0.43	0.46
12	-1.34	-0.52	-0.90	-0.45	0.52
13	-1.33	-0.53	-0.92	-0.46	0.57
14	-1.32	-0.53	-0.93	-0.46	0.60
15	-1.31	-0.53	-0.94	-0.47	0.63
16	-1.31	-0.53	-0.95	-0.47	0.64
17	-1.31	-0.53	-0.95	-0.48	0.65
18	-1.31	-0.53	-0.96	-0.48	0.66

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 pre-

cio 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 garantía, debido al aumento en el precio de las viviendas, es la mitad del anterior. Aunque de hecho, si se tienen en cuenta los dos efectos del precio de las viviendas (el unidireccional y el de retroalimentación) a largo plazo se produce un efecto positivo sobre el consumo.

## 7. 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 modelo teórico 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) la directa, relacionada con el encarecimiento del crédito al consumo, (2) la componente debida a las variaciones en la riqueza residencial y (3) la debida 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. El componente precios (garantía) aunque importante a corto plazo, a largo plazo se ve compensado por la actuación del Banco Central.

# Apéndices

## A. Bandas de confianza para las funciones de respuesta al impulso

Las bandas de confianza se obtiene mediante el método de bootstrap. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral de las respuestas. Las bandas de confianza al 95 % se obtienen según el criterio de Efron y Tibshirani (1993) [3].

Tabla 11: Bandas de confianza para la ERF de  $r_t$

años	$c_t$		$\nabla w_t$		$\nabla pv_t$		$r_t$	
	inferior	superior	inferior	superior	inferior	superior	inferior	superior
1	-0.29	0.09	-0.05	0.00	0.00	0.00	0.71	1.14
2	-0.75	0.05	-0.10	-0.03	0.00	0.27	0.71	1.14
3	-1.13	-0.02	-0.18	-0.07	-0.27	0.14	0.74	1.23
4	-1.49	-0.11	-0.22	-0.08	-0.75	-0.06	0.66	1.16
5	-1.92	-0.29	-0.25	-0.09	-1.12	-0.20	0.53	1.03
6	-2.29	-0.38	-0.26	-0.10	-1.42	-0.33	0.37	0.96
7	-2.57	-0.44	-0.25	-0.09	-1.60	-0.36	0.22	0.92
8	-2.83	-0.44	-0.25	-0.09	-1.68	-0.37	0.13	0.88
9	-2.96	-0.43	-0.24	-0.09	-1.67	-0.38	0.16	0.87
10	-3.00	-0.42	-0.24	-0.09	-1.67	-0.39	0.17	0.88
11	-2.97	-0.41	-0.23	-0.09	-1.64	-0.39	0.16	0.89
12	-2.97	-0.40	-0.23	-0.09	-1.57	-0.38	0.18	0.90
13	-2.95	-0.40	-0.23	-0.09	-1.51	-0.36	0.22	0.91
14	-2.93	-0.40	-0.23	-0.09	-1.48	-0.36	0.24	0.91
15	-2.92	-0.41	-0.23	-0.09	-1.47	-0.37	0.27	0.91
16	-2.92	-0.41	-0.23	-0.09	-1.46	-0.37	0.28	0.91
17	-2.92	-0.41	-0.23	-0.09	-1.45	-0.37	0.28	0.91
18	-2.92	-0.41	-0.23	-0.09	-1.46	-0.37	0.27	0.90
19	-2.92	-0.41	-0.23	-0.09	-1.47	-0.37	0.27	0.90
20	-2.92	-0.41	-0.23	-0.09	-1.48	-0.37	0.26	0.90
21	-2.93	-0.41	-0.23	-0.09	-1.48	-0.37	0.25	0.90
22	-2.93	-0.41	-0.23	-0.09	-1.48	-0.37	0.24	0.90
23	-2.93	-0.41	-0.23	-0.09	-1.48	-0.37	0.24	0.90
24	-2.93	-0.41	-0.23	-0.09	-1.48	-0.37	0.24	0.91
25	-2.93	-0.41	-0.23	-0.09	-1.48	-0.37	0.24	0.91

## B. Expresión algebraica de las funciones de respuesta al impulso separando entre efectos unidireccionales y de retroalimentación

En este apartado se realizará la deducción algebraica que permite entender como el efecto de los tipos se puede descomponer en un efecto unidireccional y otro de retroalimentación.

Se parte de la función de respuesta a un impulso obtenida en la ecuación (8), donde se obtiene:

$$z_t = \Psi_b(B)\alpha_{bt} + \Psi_z(B)\alpha_{zt} \quad (27)$$

Siendo  $\Psi_b(B)$

$$\Psi_b(B) = [I - \nu_z(B)\nu_b(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_b(B)^{-1} = \Phi_{b0} + \Phi_{b1}B + \Phi_{b2}B^2 + \dots \quad (28)$$

Por otro lado se sabe del modelo que:

$$\nu_z(B) = \begin{pmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \end{pmatrix}$$

y que

$$\nu_b(B) = (\nu_{bc}(B), \nu_{bw}(B), \nu_{bpv}(B))$$

Suponiendo que  $(\nu_{bc}(B), \nu_{bw}(B), \nu_{bpv}(B)) = (0, 0, \nu_{bpv}(B))$  el producto matricial  $\nu_z(B)\nu_b(B)$  queda:

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & \nu_c(B)\nu_{bpv}(B) \\ 0 & 0 & \nu_w(B)\nu_{bpv}(B) \\ 0 & 0 & \nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B) \end{pmatrix}$$

y la expresión  $[I - \nu_z(B)\nu_b(B)]$  es justamente:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \nu_c(B)\nu_{bpv}(B) \\ 0 & 1 & \nu_w(B)\nu_{bpv}(B) \\ 0 & 0 & 1 - \nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B) \end{pmatrix}$$

cuya inversa es:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \frac{\nu_c(B)\nu_{bpv}(B)}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \\ 0 & 1 & \frac{\nu_w(B)\nu_{bpv}(B)}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \\ 0 & 0 & \frac{1}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \end{pmatrix}$$

Por lo tanto  $\Psi_b(B)$  se puede expresar como:

$$\Psi_b(B) = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \frac{\nu_c(B)\nu_{bpv}(B)}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \\ 0 & 1 & \frac{\nu_w(B)\nu_{bpv}(B)}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \\ 0 & 0 & \frac{1}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \end{pmatrix} \cdot \pi_b(B)^{-1}$$

La primera fila de este sistema tiene la forma:

$$\left[ \nu_c(B) + \frac{\nu_c(B)\nu_{bpv}(B)\nu_{pv}(B)}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \right] \cdot \frac{1}{\pi_b(B)} \alpha_{bt}$$

o, en términos del error no estacionario:

$$\left[ \nu_c(B) + \frac{\nu_c(B)\nu_{bpv}(B)\nu_{pv}(B)}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \right] \cdot \epsilon_{bt}$$

La segunda fila tiene la forma (en términos del error estacionario):

$$\left[ \nu_w(B) + \frac{\nu_w(B)\nu_{bpv}(B)\nu_{pv}(B)}{1-\nu_{pv}(B)\nu_{bpv}(B)} \right] \cdot \epsilon_{bt}$$

## C. Identificación de los polinomios del modelo teórico a partir de los resultados empíricos

El modelo teórico presentado en la sección (2) puede escribirse de forma más detallada como:

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(B) & \pi_{12}(B) & \pi_{13}(B) & -\pi_{11}(B)\nu_c(B) - \pi_{12}(B)\nu_w(B) - \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B) \\ \pi_{21}(B) & \pi_{22}(B) & \pi_{23}(B) & -\pi_{21}(B)\nu_c(B) - \pi_{22}(B)\nu_w(B) - \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B) \\ \pi_{31}(B) & \pi_{32}(B) & \pi_{33}(B) & -\pi_{31}(B)\nu_c(B) - \pi_{32}(B)\nu_w(B) - \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B) \\ -\pi_b(B)\nu_{bc}(B) & -\pi_b(B)\nu_{bw}(B) & -\pi_b(B)\nu_{bpv}(B) & \pi_b(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{ct} \\ \alpha_{wt} \\ \alpha_{pvt} \\ \alpha_{bt} \end{bmatrix} \quad (29)$$

Sabiendo el valor de los  $\pi_{ij}(B)$  y de las expresiones  $a(B)$ ,  $b(B)$  y  $c(B)$ , se obtiene el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
-\pi_{11}(B)\nu_c(B) - \pi_{12}(B)\nu_w(B) - \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B) &= a(B) \\
-\pi_{21}(B)\nu_c(B) - \pi_{22}(B)\nu_w(B) - \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B) &= b(B) \\
-\pi_{31}(B)\nu_c(B) - \pi_{32}(B)\nu_w(B) - \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B) &= c(B)
\end{aligned} \tag{30}$$

Con  $\pi_{21}(B) = \pi_{31}(B) = 0$ , según muestran los datos, el sistema de ecuaciones queda:

$$\begin{aligned}
-\pi_{11}(B)\nu_c(B) - \pi_{12}(B)\nu_w(B) - \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B) &= a(B) \\
-\pi_{22}(B)\nu_w(B) - \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B) &= b(B) \\
-\pi_{32}(B)\nu_w(B) - \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B) &= c(B)
\end{aligned} \tag{31}$$

o, en términos matriciales:

$$\begin{bmatrix} -\pi_{11}(B) & -\pi_{12}(B) & -\pi_{13}(B) \\ 0 & -\pi_{22}(B) & -\pi_{23}(B) \\ 0 & -\pi_{32}(B) & -\pi_{33}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(B) \\ b(B) \\ c(B) \end{bmatrix} \tag{32}$$

por lo tanto la solución del sistema se puede expresar:

$$\begin{bmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\pi_{11}(B) & -\pi_{12}(B) & -\pi_{13}(B) \\ 0 & -\pi_{22}(B) & -\pi_{23}(B) \\ 0 & -\pi_{32}(B) & -\pi_{33}(B) \end{bmatrix}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} a(B) \\ b(B) \\ c(B) \end{bmatrix} \tag{33}$$

El sistema se puede resolver para  $\nu_w(B)$  y  $\nu_{pv}(B)$  por separado y luego encontrar  $\nu_c(B)$  a partir de la primera ecuación según:

$$\nu_c(B) = \frac{a(B) - \pi_{12}(B)\nu_w(B) - \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B)}{\pi_{11}(B)} \tag{34}$$

Por otro lado, partiendo del modelo VEC estimado en (7), a partir de la expresión (35) se encuentra la representación VAR correspondiente.

$$VY_t = VD + V(I_k + \Pi + \Gamma_1)Y_{t-1} + V(\Gamma_2 - \Gamma_1)Y_{t-1} - V\Gamma_2Y_{t-3} + V\epsilon_t \quad (35)$$

La representación VAR obtenida de (35) es la estimación del modelo teórico propuesto en (3). Dicha representación se presenta en (36).

$$\begin{pmatrix} 1 - 1,47B + 0,47B^2 & -2,31B^2 + 2,31B^3 & -0,19B + 0,19B^2 & 0,13 + 0,04B - 0,16B^2 \\ 0,00 & 1 - 1,35B + 0,13B^2 + 0,23B^3 & -0,01B + 0,01B^2 & 0,02 + 0,007B - 0,03B^3 \\ 0,00 & -5,84B & 1 - 0,24B & -0,29B \\ 0,00 & 0,00 & -0,38B + 0,38B^2 & 1 - B \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \epsilon_{c_t} \\ \epsilon_{w_t} \\ \epsilon_{pv_t} \\ \epsilon_{r_t} \end{pmatrix} \quad (36)$$

Con los polinomios de (36), a partir de la solución propuesta en (33), se encuentran los polinomios  $\nu_c(B)$ ,  $\nu_w(B)$  y  $\nu_{pv}(B)$ .

$$\nu_c(B) = \frac{-0,126 - 0,087B + 0,10B^2 - 0,09B^3 - 0,10B^4 + 0,02B^5}{1 - 1,06B + 0,08B^2 + 0,14B^3 - 0,025B^4} \quad (37)$$

$$\nu_w(B) = \frac{-0,023 - 0,024B - 0,02B^2 + 0,007B^3}{1 - 0,59B - 0,19B^2 + 0,054B^3} \quad (38)$$

$$\nu_{pv}(B) = \frac{0,16B - 0,28B^2 - 0,24B^3}{1 - 0,59B - 0,19B^2 + 0,054B^3} \quad (39)$$

## Referencias

- [1] 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.
- [2] ———, *House prices, consumption, and monetary policy: A financial accelerator approach*, Journal of Financial Intermediation, 13 (2004), pp. 414–435.
- [3] B. EFRON AND R. J. TIBSHIRANI, *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman and Hall. New York, 2003.
- [4] 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.
- [5] T. GRANDNER AND D. GSTACH, *Joint adjustment of house prices, stock prices and output towards short-run equilibrium*, Bulletin of Economic Research, 58 (2006), pp. 1–17.
- [6] C. W. J. GRANGER AND R. F. ENGLE, *Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing*, Econometrica, (1987), pp. 251–276.
- [7] M. IACOVIELLO, *House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle*, The American Economic Review, 95 (2005), pp. 739–764.
- [8] G. M. JENKINS AND A. S. ALAVI, *Somes aspects of modelling and forecasting multivariate time series*, Journal of Time Series Analysis, 2 (1981), pp. 1–47.
- [9] S. JOHANSEN, *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models*, Econometrica, 59 (1991), pp. 1551–1580.
- [10] W. D. LASTRAPES, *The real price of housing and money supply shocks: Time series evidence and theoretical simulations*, Journal of Housing Economics, 11 (2002), pp. 40–74.

- [11] C. LEUNG, *Macroeconomics and housing: A review of the literature*, Journal Of Housing Economics, 13 (2004), pp. 249–267.
- [12] H. LÜTKEPOHL, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, 2006.
- [13] H. LÜTKEPOHL AND M. KRÄTZIG, *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, 2004.
- [14] 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.
- [15] A. M. PEREIRA AND R. FLORES, *Public capital accumulation and private sector performance*, Journal of Urban Economics, (1999), pp. 300–322.