

# **DESARROLLOS METODOLÓGICOS RECIENTES EN LOS MODELOS VAR ESTRUCTURALES: UNA APLICACIÓN PARA LA DEMANDA DE DINERO EN ESPAÑA**

Monia Ben Kaabia y José. María Gil  
Unidad de Economía Agraria  
Servicio de Investigación Agroalimentaria (D.G.A.)  
Apdo 727; 50080-Zaragoza  
Email: monia@mizar.csic.es

## **1 Introducción**

El estudio sobre las relaciones entre agregados monetarios y variables reales ha sido objeto de una abundante literatura que, asimismo, contempla diversas metodologías. Sin embargo, desde el pionero trabajo de Sims (1980) la mayor parte de las aplicaciones utilizan modelos VAR ya sea “ad hoc” o estructurales (Keating, 1986). Por otra parte, el reciente desarrollo de modelos con series no estacionarias ha venido a completar y, en muchos casos, ha ayudado a reinterpretar los resultados disponibles hasta la fecha.

Referiéndonos al caso español, el análisis de los efectos de la política monetaria sobre la economía real resulta todavía un poco más complejo ya que existe un acuerdo más o menos total entre los investigadores sobre que las variables monetarias y el nivel general de precios son  $I(2)$ . Desde este punto de vista, contrastar la hipótesis de neutralidad monetaria en un modelo que combine variables  $I(2)$  e  $I(1)$  sería erróneo ya que el modelo no estaría “equilibrado”.

El análisis de cointegración se complica cuando en el modelo se consideran variables  $I(2)$  ya que surge el problema de la existencia de diferentes tipos de cointegración (multicointegración). Dos variables  $I(2)$  pueden estar cointegradas entre sí convirtiendo así su relación de equilibrio en  $I(1)$ . Dicha relación podría incorporarse en un sistema de series  $I(1)$  con el fin de determinar las relaciones de equilibrio estacionarias existentes.

En el caso español, hipótesis de neutralidad monetaria ha sido contrastada desde dos puntos de vista: i) el primero se debe a Dolado y Escrivá (1992) quienes imponen directamente dicha hipótesis pasando a analizar las relaciones en términos reales en un sistema  $I(1)$ ; 2) el segundo se debe a Gonzalo y Ng (1996) quienes diferencian la oferta monetaria y contrastan la hipótesis de “superneutralidad” en un sistema  $I(1)$ .

Este trabajo presenta una alternativa diferente basada en los trabajos de Juselius (1994, 1998) y Jorgensen et al. (1996) en los que se analiza la demanda de dinero considerando un sistema de variables  $I(2)$ . La estrategia de dichos trabajos consiste en analizar el comportamiento a largo plazo de la función de demanda de dinero contrastando la posibilidad de homogeneidad entre dinero y precio. Una vez superada esta hipótesis Juselius (1994) analiza el comportamiento de la demanda de dinero en términos reales considerando un sistema  $I(1)$  y bajo la hipótesis mantenida de neutralidad monetaria.

El objetivo del presente se centra en contrastar la existencia de neutralidad monetaria en un sistema que incluye variables  $I(2)$ . El cumplimiento de dicha hipótesis permitirá especificar un sistema de variables  $I(1)$  definidas en términos reales a partir del cual se identificarán las relaciones de equilibrio a largo plazo existentes entre las variables monetarias y reales. Finalmente, se analizarán las relaciones dinámicas a corto plazo existentes entre las mismas a través de las funciones impulso generalizadas.

Para la consecución de este objetivo, el trabajo se ha estructurado de la siguiente manera. En el siguiente apartado se describen las series utilizadas así como sus propiedades univariantes. Asimismo se especifican las relaciones teóricas que se contrastarán en ella parte empírica. El apartado 3 describe los principales rasgos del análisis de cointegración en sistemas  $I(2)$ . En el apartado 4 se recogen los principales resultados obtenidos en el análisis del largo plazo. El corto plazo es descrito en el apartado 5. Finalmente, se enumeran las principales conclusiones.

## **2 Planteamiento teórico del modelo.**

### *2.1 Datos*

Para llevar a cabo este trabajo se han considerado cinco variables: Activos líquidos en mano del público (ALP); Índice General de Precios (IPC); el Producto Interior Bruto en términos reales (PIB), el tipo de interés a largo plazo (TINL)<sup>1</sup> y el Tipo de Interés interbancario a tres meses (TINC)<sup>2</sup>. El periodo de análisis abarca desde 1978:1 hasta 1997:4. Todas las variables han sido previamente desestacionalizadas (por el ARIMA X-11) con el fin de eliminar el componente estacional. Asimismo,

---

<sup>1</sup> Como tipo de interés a largo plazo se ha tomado el rendimiento de las obligaciones eléctricas hasta finales de 1980. A partir de entonces se ha utilizado el rendimiento de la deuda pública a más de dos años.

<sup>2</sup> La cantidad de dinero (ALP) y los tipos de interés a corto plazo interbancario (TINC) y a largo plazo (TINL) se han obtenido de los Boletines Estadísticos del Banco de España. El Producto Interior Bruto (PIB) y el Nivel General de Precios se han obtenidos de los Boletines estadísticos del Instituto Nacional de Estadística (INE).

todas las variables se expresan en logaritmos excepto los tipos de interés que han sido dividido por cien con el fin de homogeneizar los datos.

Para determinar el grado de integrabilidad de las diferentes variables se ha considerado el test de Dickey y Fuller (1979, 1981) Aumentado (DFA) y el test de Kwiatkowski et al. (1992) (KPSS). Los resultados de estos estadísticos muestran que, tanto el IPC como los ALP resultan integradas de orden dos, mientras que el resto de las variables son I(1).

## 2.2 Relaciones teóricas entre las variables

En este apartado se pretende presentar el modelo macroeconómico que sería utilizado como base para el análisis posterior a la hora de identificar los vectores de cointegración. En primer lugar, y con el objetivo de estudiar la posibilidad de existencia de relación de cointegración entre los componentes de una función de demanda de saldos reales que determinan las condiciones de equilibrio del mercado de dinero tenemos la siguiente relación:

$$ALP_t - IPC_t = \beta_{11}PIB_t + \beta_{12}TINC_t + \beta_{13}TINL_t + \beta_{14}\Delta P_t + \beta_{15}t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

La ecuación anterior se encuentra tradicionalmente asociada a la teoría cuantitativa del dinero e indica que, a largo plazo, la velocidad de circulación del dinero es estacionaria. Es decir, que la cantidad de dinero, en equilibrio, variará en el mismo porcentaje que la correspondiente variación en el nivel de renta y precios ( $\beta_{11}=1$ ). Asimismo para que dicha ecuación describa una función de demanda real de dinero de esperar que  $\beta_{12}>0$  y  $\beta_{13}<0$ . Sin embargo, el parámetro  $\beta_{14}$  puede ser de dos tipos dependiendo de la reacción de la autoridad monetaria ante los movimientos de los precios. Si la política monetaria tratase de contrarrestar los movimientos de los precios, en este caso el parámetro  $\beta_{14}$  sería negativo, mientras que si la política monetaria fuese acomodaticia respecto a los movimientos en los precios el parámetro  $\beta_{14}$  sería positivo. Parece claro que la autoridad monetaria pretende controlar el nivel de inflación, con lo que cabría de esperar que el signo de  $\beta_{14}$  fuese negativo.

Partiendo de que el nivel general de precios y la oferta monetaria son I(2) y, como se puede observar en el Gráfico 1, la velocidad de circulación del dinero no es estacionaria, las condiciones bajo las cuales dicha relación sería estacionaria son las siguientes:

$$\left. \begin{array}{l} ALP_t - IPC_t - PIB_t \sim I(1) \\ \Delta P_t \sim I(1) \\ TINL_t - TINC_t \sim I(0) \end{array} \right\} \beta_{12} = -\beta_{13} \Rightarrow (ALP_t - IPC_t - PIB_t) - \beta_{13}(TINL_t - TINC_t) + \beta_{14}\Delta P_t + \varepsilon_{1t} \sim I(0)$$

La segunda alternativa sería:

$$\left. \begin{array}{l} (ALP_t - IPC_t - PIB_t) + \beta_{15}t \sim I(0) \\ TINL_t - TINC_t \sim I(0) \end{array} \right\} \beta_{12} = -\beta_{13} \text{ y } \beta_{14} = 0 \Rightarrow (ALP_t - IPC_t - PIB_t) - \beta_{13}(TINL_t - TINC_t) + \beta_{15}t + \varepsilon_{1t} \sim I(0) \quad (2)$$

Una segunda ecuación podría recoger a una función de demanda agregada de output que determinaría las condiciones de equilibrio en el mercado de bienes. La producción estaría determinada por el nivel de tipos de interés a largo plazo y el nivel de inflación:

$$PIB_t = \beta_{21}TINL_t + \beta_{22}\Delta P_t + \beta_{23}t + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

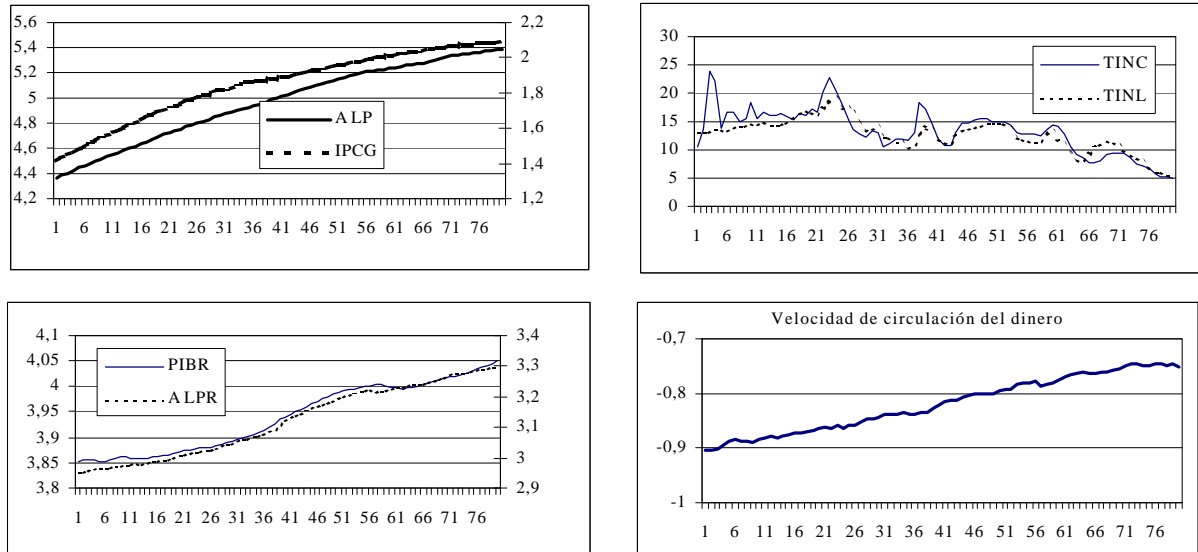
Como puede apreciarse, la expresión anterior (3) representa una función IS de economía abierta que tiene una pendiente negativa con respecto al tipo de interés y positiva con respecto a la inflación, es decir,  $\beta_{21}<0$ ;  $\beta_{22}>0$  y  $\beta_{23}\geq 0$ . Sin embargo, si  $\beta_{21}=0$  y  $\beta_{22}>0$  esta sería consistente con lo que se denomina como la curva de Philipps a corto plazo con expectativas crecientes. Considerando ambas alternativas, la relación (3) forma una relación de cointegración o lo que es lo mismo  $\varepsilon_{2t}$  es estacionario bajo las siguientes condiciones:

$$\left. \begin{array}{l} PIB_t + \beta_{24}t \sim I(1) \\ \beta_{21}TINL_t + \beta_{23}\Delta P_t \sim I(1) \end{array} \right\} \Rightarrow PIB_t + \beta_{21}TINL_t + \beta_{23}\Delta P_t + \beta_{24}t + \varepsilon_{2t} \sim I(0)$$

o bien

$$\left. \begin{array}{l} PIB_t + \beta_{24}t \sim I(1) \\ \Delta P_t \sim I(1) \end{array} \right\} \Rightarrow PIB_t + \beta_{23}\Delta P_t + \beta_{24}t + \varepsilon_{2t} \sim I(0) \quad (4)$$

Gráfico 1. Representación gráfica de las diferentes variables incluidas en el sistema



Finalmente, la tercera relación de cointegración que se esperaría en este modelo se deriva a partir de la conocida ecuación de Fisher, según la cual el tipo de interés real a corto plazo viene determinado por la expectativa de inflación:

$$TNC_t = TINr_t^e + \pi_t^e + \varepsilon_{3t} \quad (5)$$

donde el símbolo e hace referencia a la expectativa del valor de dicha variable realizada en el período anterior.

A partir de dicha ecuación (5), y bajo la hipótesis de expectativa de inflación, se puede constatar que el tipo de interés a largo plazo viene determinado por el tipo de interés a corto plazo formado así una relación de cointegración, es decir:

$$TINL_t = \beta_{34} TINC_t + \varepsilon_{4t} \quad (6)$$

### 3 Metodología: análisis de cointegración en un sistema I(2)

Johansen (1995), Jogensen et al. (1996) y Paruelo (1996) proponen un nuevo procedimiento para analizar la existencia de cointegración cuando existen variables I(2) estableciendo enfoque similar al existente cuando se dispone de un sistema de variables I(1). Para ello, parten de la expresión de un VAR en forma de modelo de corrección del error para un vector  $Z_t$  de  $p$  variables I(2):

$$\Delta^2 Z_t = \Gamma \Delta Z_{t-1} + \Pi Z_{t-2} + \sum_{i=1}^{k-2} \Gamma_i \Delta^2 Z_{t-i} + u_1 + u_2 t + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde:  $Z_t$  es el vector ( $p \times 1$ ) de las series consideradas;  $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$ ;  $\Gamma_i$  son matrices  $p \times p$  de parámetros a corto plazo ( $i=1, \dots, k-1$ );  $\Pi$  es la matriz ( $p \times p$ ) de los coeficientes a largo plazo; y  $\varepsilon_t$  es el vector de perturbaciones  $niid \sim (0, \Sigma)$ .

El modelo I(2) se identifica considerando las siguientes restricciones:

$$H_r : \Pi = \mathbf{a}\mathbf{b}' \text{ de rango } r$$

$$\text{y} \quad (8)$$

$$H_{r,s_1} : \mathbf{a}'_{\perp} \Gamma \mathbf{b}_{\perp} = \mathbf{j} \mathbf{h}' \text{ de rango } s_1$$

donde:

$\alpha$  y  $\beta$  son matrices de orden  $p \times r$  de rango  $r$ ;  $\alpha_{\perp}$  y  $\beta_{\perp}$  son matrices de orden  $p \times (p-r)$  ortogonales a  $\alpha$  y  $\beta$ , respectivamente, de forma que  $\alpha'_{\perp} \alpha = 0$  y  $\beta'_{\perp} \beta = 0$ ;  $\phi$  y  $\phi$  son matrices de orden  $(p-r) \times s_1$  (siendo  $s_1$  es el rango de los elementos I(1) en el sistema); y  $s_2 = p - r - s_1$  representa el número de componentes I(2) en el sistema.

Dependiendo del valor tomado por  $r$  y  $s_1$  Johansen (1995) propone las siguientes posibilidades:

1) Si la matriz  $\Pi$  tiene rango completo ( $r=p$ ); el proceso  $Z_t$  sería estacionario y por lo tanto el modelo (7) se puede estimar en niveles (Teorema 1 de Johansen, 1995).

2) Si  $r=0$ , no existen relaciones de cointegración entre los componentes del vector  $Z_t$ . En este caso la matriz  $\Gamma$  tendrá un rango completo y las matrices  $\beta_\perp$  y  $\alpha_\perp$  serían iguales a la matriz identidad y, por lo tanto,  $\Delta Z_t$  sería un vector estacionario.

3) Si la matriz  $\Pi=\alpha\beta'$  tiene un rango reducido  $0<r<p$ , es decir, existen  $r$  relaciones de cointegración, existen 3 posibilidades:

- a) Si la matriz  $\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp$  tiene un rango  $s_1 = p-r$ , el vector  $Z_t$  no contiene componentes  $I(2)$  sino que todos los elementos de  $Z_t$  son  $I(1)$  y, por lo tanto, el modelo podría reducirse a un sistema de cointegración  $I(1)$  donde  $\Delta Z_t$  y  $\beta'Z_t$  ( $\beta$  es el vector de cointegración) serían, ambos, estacionarios (Teorema 2 de Johansen, 1995).
- b) Si  $s_1 < p-r$  entonces se pueden definir (Teorema 3 de Johansen, 1995) los parámetros a partir de los cuales se determinan los vectores de la multicointegración:

$$\hat{a}_1 = \hat{a}_\perp \eta; \hat{a}_1 = \hat{a}_\perp \ddot{o}; \hat{a}_2 = \bar{\hat{a}}_\perp \eta_\perp; \hat{a}_2 = \bar{\hat{a}}_\perp \ddot{o}_\perp;$$

donde el símbolo barra indica que la variable adopta la siguiente expresión:  $\bar{\beta} = \beta(\beta'\beta)^{-1}$  y que

$\beta'\bar{\beta} = I$  Si, además, la expresión siguiente tiene un rango completo

$\alpha'_2 \theta \beta_2 = \alpha'_2 (\Gamma \bar{\beta} \alpha' \Gamma + I - \sum_1^{k-2} \Gamma_i) \beta_2$  entonces el proceso  $Z_t$  puede representarse mediante una

distribución inicial según la cual las combinaciones  $\beta'_1 \Delta Z_t$  y  $S_t = \beta'Z_t + \bar{\alpha}' \Gamma \bar{\beta}_2 \beta'_2 \Delta Z_t$  son estacionarias. Por lo tanto, los vectores  $\beta$  y  $\beta_2$  captan la noción de la multicointegración. A partir de la condición escrita en b (teorema 3 de Johansen) se puede destacar que el vector  $(\beta, \beta_1) \Delta Z_t$  es estacionario y, por tanto, no sería necesario comprobar que la combinación  $\beta'Z_t + \bar{\alpha}' \Gamma \Delta Z_t$  es estacionaria, sino, que solamente  $\beta'_2 \Delta Z_t$  lo es.

- c) Finalmente, si  $r > s_2 = p-r-s_1$ ; se puede obtener una matriz  $\delta = \bar{\alpha}' \Gamma \bar{\beta}$  de orden  $p \times s_2$  de forma que las  $(r-s_2)$  combinaciones lineales  $\delta'_\perp \beta'Z_t$  sean directamente estacionarias en niveles<sup>3</sup>.

Con estas condiciones el sistema  $I(2)$  se puede descomponer de la siguiente forma:

Descomposición	Dimensión	Componentes	Determinación
Relaciones $I(0)$	$R$	$\beta$	$\beta'Z_t + \delta\beta'_2 \Delta Z_t \begin{cases} \delta'_\perp \beta'Z_t & \text{de orden } r-s_2 \\ \delta'\beta'Z_t + \delta'\delta\beta'_2 \Delta Z_t & \text{de orden } s_2 \end{cases}$
Relaciones $I(1)$	$S_1$	$\beta_1$	$\beta'_1 Z_t$
Relaciones $I(2)$	$S_2$	$\beta_2$	$\beta'_2 Z_t$

<sup>3</sup> Considerando  $\delta'S_t = \delta'(\beta'Z_t + \bar{\alpha}' \Gamma \bar{\beta}_2 \beta'_2 \Delta Z_t) = \delta'\beta'Z_t$ ; siendo  $\delta(\bar{\alpha}' \Gamma \bar{\beta}_2) = 0$

El análisis estadístico consiste en identificar primero el rango  $r$  de cointegración considerando un sistema  $I(1)$ . Una vez determinado el rango  $r$  de la matriz  $\Pi$ , el segundo paso consiste en determinar el rango  $s_1$  de la matriz  $\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp$ . Para ello, Johansen considera un procedimiento en dos etapas:

### 3.1 Determinación de rango de cointegración $H_r$ : $\text{rango}(\Pi) = r$

En el modelo  $H_r$ , la matriz  $\Pi$  se puede escribir como  $\Pi = \alpha\beta'$ . El procedimiento para determinar  $r$  es similar al utilizado en el caso de que las series inicialmente contengan series  $I(1)$  (Johansen y Juselius, 1990). La única diferencia radica en el modo de obtener los residuos y en las expresiones de las matrices de momentos de segundo las regresiones de  $\Delta^2 Z_t$ ,  $\Delta Z_{t-1}$  y  $Z_{t-2}$  sobre los regresores  $\Delta^2 Z_{t-1}$ ,  $\Delta^2 Z_{t-2}$ , ... y  $\Delta^2 Z_{t-k-2}$ . A partir de estas regresiones se generan los residuos correspondientes  $R_{0t}$ ,  $R_{1t}$  y  $R_{2t}$  y sus correspondientes matrices de momentos de segundo orden.

Al igual que en el caso  $I(1)$ , para determinar el rango de la matriz  $\Pi$  Johansen (1995) propone el contraste de la Traza. El estadístico  $Q(H_r/H_p)$  para contrastar  $H_r$  (rango de  $\Pi \leq r$ ) frente a  $H_p$  (rango  $(\Pi) = p$ ) viene definido por:

$$Q_r = -2 \ln Q(H_r | H_p) = -T \sum_{i=1}^p \ln(1 - \tilde{e}_i), \text{ siendo } (r = 0, \dots, p-1) \quad (9)$$

donde  $\lambda_i$  son los valores propios que se obtienen al resolver la ecuación característica con los momentos de segundo orden de los residuos estimados.

### 3.2 Determinación de rango de cointegración $H_{r,s_1}$ : $\text{rango}(\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp) \leq s_1$

En esta etapa se trata de contrastar la hipótesis  $H_{r,s_1}$ :  $\text{rango}(\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp) \leq s_1$  frente a la alternativa  $\text{rango}(\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp) = (p-r)$  asumiendo que los parámetros  $(\alpha, \beta \text{ y } r)$  son conocidos (se han obtenido en la etapa anterior). Bajo estas condiciones, el valor de  $(s_1)$  se determina a partir del ratio de verosimilitud  $Q_{r,s_1}$ :

$$Q_{r,s_1} = -2 \ln Q(H_{r,s_1} | H_r^0) = -T \sum_{s_1+1}^{p-r} \ln(1 - r_i)^4$$

Los rangos  $(r \text{ y } s_1)$  se pueden determinar conjuntamente contrastando la hipótesis  $H_{r,s_1}$  frente a  $H_p$  utilizando el estadístico

$$S_{r,s} = Q_{r,s} + Q_r \quad (10)$$

---

<sup>4</sup> Todos los detalles acerca del procedimiento se puede encontrar en Johansen (1996) y Jorgensen et al. (1996). No se han incluido debido a las limitaciones de espacio

En este caso, se rechazará  $H_{r,s}$  si  $H_{i,j}$  se rechaza para todo  $i < r$  y para el conjunto  $i = r$  y  $j \leq s_1$ . En consecuencia, el conjunto  $(r, s_1)$  corresponde a la primera hipótesis  $H_{r,s_1}$  que no ha sido rechazada<sup>5</sup>.

## 4 Resultados: análisis del largo plazo

### 4.1 *Análisis de cointegración en el sistema I(2)*

#### 4.1.1 Especificación del Sistema I(2)

Antes de pasar a determinar el rango de cointegración, en primer lugar debemos obtener una correcta especificación del modelo, es decir: i) qué componentes determinísticos se deben incluir en el modelo; y ii) cuál es el retardo óptimo que asegura una correcta especificación de los residuos (ruido blanco). Respecto a la primera cuestión, y en una primera aproximación, se ha introducido una tendencia restringida al espacio de cointegración y una constante en el corto plazo para luego contrastar la significatividad de dichos componentes. En cuanto al número óptimo de retardos se han utilizado tres criterios: el criterio del Akaike (AIC), el de Schwartz (SCW) y el del ratio de verosimilitud (LR) propuesto por Tiao y Box (1981). Los tres criterios muestran resultados consistentes quedando especificado el retardo óptimo en 3 períodos. Para el modelo resultante, se ha contrastado la existencia de autocorrelación mediante el test de Breush-Goldfrey (LM) (Ver Godfrey, 1988 y Doornik y Hansen, 1994) en su versión multivariante de primer y cuarto orden.

Sim embargo, cuando se realizan los contrastes de normalidad univariante para cada ecuación se detecta problemas de no-normalidad en los residuos del PIB y ALP relacionados con exceso de curtosis. El problema de exceso de curtosis ha sido un fenómeno bastante común en muchos trabajos empíricos de series temporales (Dolado y Escrivá, 1992; Juselius y Johansen, 1994). El examen de los residuos mostró que estos problemas se localizan en dos periodos concretos y significativos en la historia económica reciente de España. El primero corresponde al año 1980 durante el cual se produjo un crecimiento anormal en el nivel del PIB, mientras que, el segundo corresponde al año 1992 coincidiendo con un periodo bajista del ciclo e inestabilidad monetaria en España y Europa en general

Para tratar de recoger el efecto de estos periodos y con el fin de conseguir una mejor especificación del modelo, se han especificado dos variables artificiales: D80 que toma el valor 1 en el

---

<sup>5</sup> Para contrastar la hipótesis  $H_{r,s}$ , siempre hay que leer los resultados (Cuadro 1) de izquierda a derecha y de arriba hacia abajo.



segundo y tercer trimestre del año 1980 y cero en el resto y D92 que toma el valor uno en el año 1992 y cero en el resto de la muestra. Ambas se han introducido en el corto plazo. El modelo con dichas variables y tres retardos superaba los contrastes de autocorrelación y normalidad por lo que podía afirmarse que estaba correctamente especificado.

#### 4.1.2 Determinación del rango de multicointegración

Una vez, especificado el modelo correctamente, se han llevado a cabo los contrastes de rango ( $Q_r$  y  $S_{r,s_1}$ ) con el fin de estimar los valores  $r$  y  $s_1$  de la multicointegración. Los resultados de estos contrastes se representan en el Cuadro 1.

Cuadro 1. Derminación del rango de multicointegración

$r$	$s_1$	$s_2$	Estadístico	VC(90%)	VC(95%)
0	0	5	321,46	191,89	198,22
0	1	4	222,43	161,94	167,91
0	2	3	178,13	137,03	142,15
0	3	2	148,90	114,88	119,83
0	4	1	125,91	96,52	101,47
0	5	0	122,05	83,20	87,30
1	0	4	183,28	132,02	136,98
1	1	3	125,02	107,91	113,04
1	2	2	95,72	87,9	92,24
1	3	1	78,45	71,33	75,30
1	4	0	69,57	59,10	62,76
2	0	3	123,47	82,29	86,66
2	1	2	67,30	64,23	68,23
2	2	1	43,97	49,69	53,19
2	3	0	37,99	39,1	42,4
3	0	2	36,22	44,52	47,6
3	1	1	21,32	31,61	34,61
3	2	0	16,41	22,8	25,3
4	0	1	8,30	17,57	19,87
4	1	0	2,62	10,50	12,30

a: Los valores críticos han sido recogido del Cuadro 4 en Jorgensen et al (1996)

b:  $s_1$  es el número de componentes  $I(1)$  y  $(p-r-s=s_1)$  es el número de componentes  $I(2)$

La utilización del contraste  $S_{r,s_1}$  (Cuadro 1), el valor obtenido para el conjunto  $(r, s_1, s_2)=(2, 2, 1)$  y  $(r, s_1, s_2)=(3, 1, 1)$ , en ambos casos, se sitúa por debajo de su correspondiente valor crítico. Por tanto, tenemos que decidir si considerar tres vectores de cointegración o bien solamente dos. Por otro lado, hay que mencionar que la incorporación de dos variables ficticias en el modelo hace que estos resultados deban de interpretarse con cierta precaución. En este sentido, Juselius (1994) recomienda que el investigador debe de cuestionar si los resultados estadísticos tienen algún sentido económico. Partiendo de que el IPC y ALP son  $I(2)$ , mientras que los dos tipos de interés y la renta real son  $I(1)$ , el

hecho de obtener  $s_1=1$  equivale a suponer que las dos variables (IPC y ALP) son integradas y que el tipo de interés y la renta real capturan los movimientos I(1) mientras que los movimientos I(2) en el Proceso Generador de Datos (PGD) vienen determinados por las variables nominales precio y dinero. En consecuencia, para que la oferta monetaria y el nivel general de precios estén cointegradas se debería obtener  $s_2=1$  lo cual nos lleva a descartar todas aquellas posibilidades que incluyen  $s_2 \neq 1$ . Por otra parte, basándonos en lo comentado en el apartado 2, se esperaría la existencia de tres vectores de cointegración entre las variables del modelo correspondientes a las tres relaciones presentadas en las ecuaciones (1, 3 y 4 ó 5).

Juselius (1994, 1998) aconseja el uso del número de tendencias comunes (p-r). Partiendo del supuesto de la existencia de relaciones de cointegración, los valores propios de la matriz acompañamiento deberían estar dentro del círculo unitario de modo que aquellos que se encuentran muy próximos a la unidad determinan el número de las tendencias comunes<sup>6</sup>. La representación gráfica de los valores propios obtenidos de dicha matriz muestra que todos los valores se encuentran dentro del círculo unitario y tres de ellos se sitúan próximos a la unidad. Esto indica la presencia de dos tendencias comunes (p-r=2) y, en consecuencia, el sistema contiene tres vectores de cointegración.

Una vez obtenidos los valores r y  $s_1$  de la multicointegración, pasamos a analizar el espacio de cointegración estimado a partir del procedimiento de Johansen en dos etapas. La estimación de r y  $s_1$  satisface la condición que  $r > p-r-s_1$  de modo que se pueden obtener dos combinaciones lineales de  $Z_t$  que sean directamente estacionarias en niveles. Partiendo de que  $r-(p-r-s_1)=2$ , se puede descomponer el espacio de cointegración  $\beta$  en dos vectores de cointegración  $\beta^1=\delta_{1\perp}\beta$  y  $\beta^2=\delta_{2\perp}\beta$  estacionarios, y  $\beta_2=\delta\beta$ , integrado de orden uno. A partir de la relación anterior  $\delta\beta$  se puede derivar una relación estacionaria mediante la combinación con un proceso diferenciado ( $\beta'_2\Delta Z_t$ ) de forma que el producto  $S_t = d'b'Z_t + d'db'_2\Delta Z_t$  sea estacionario.

En el Cuadro 2 se recogen las estimaciones de las relaciones de cointegración. La primera relación estacionaria  $\beta^1\delta_{1\perp}$  normalizada por la oferta monetaria se podría interpretar como una relación de demanda de saldos reales donde se observa unas elasticidades renta y precio próximas a la unidad. Sin embargo, la segunda relación normalizada por el tipo de interés a corto plazo se puede interpretar como una combinación entre los tipos de interés a corto y largo plazo aunque hay que mencionar que su interpretación, de momento, puede ser precipitada. Finalmente, la relación de multicointegración I(1) es

---

<sup>6</sup> Los valores propios fuera del círculo unitario indican un proceso explosivo y que el modelo no sería apropiado para representar la dinámica de los datos.

más difícil de interpretar; no obstante, normalizando dicha relación por la renta, los coeficientes apuntan a una relación de demanda de output.

Cuadro 2. Descomposición de las relaciones de cointegración estimadas a partir del sistema de cointegración I(2)

	ALP	PIBR	IPCG	TINC	TINL	Tendencia
$\beta^1\delta_{\perp}$	1,00	-1,36	-0,98	0,19	-0,40	0,003
$\beta^2\delta_{\perp}$	2,20	-3,83	-2,85	1,00	-0,65	0,001
$\beta\delta(I(1))$	-1,47	1,00	1,79	1,42	-2,47	0,004
$\beta_2\delta'\delta_{\perp}\Delta$	-11,92	1,24	-12,50	-4,63	-5,65	

En la parte inferior del Cuadro 3 se recogen, las estimaciones de los componentes ortogonales  $\beta_{\perp}$  y  $\alpha_{\perp}$  a partir de las cuales se pueden interpretar las tendencias comunes del PGD. La descomposición de  $\beta_{\perp}$  en sus respectivas tendencias I(1) e I(2) recogidas por  $\beta_{1\perp}$  y  $\beta_{2\perp}$ , respectivamente, indican que los componentes I(2) afectan principalmente al nivel general de precios y a la cantidad de dinero, tal como se esperaba. Por otra parte, la estimación del componente I(1) viene dominado, en gran medida, por la tasa de interés y la renta real, aunque también se aprecia una alta influencia de la cantidad de dinero. La estimación de los dos factores comunes  $\alpha_{1\perp}$  y  $\alpha_{2\perp}$  indican que los componentes permanentes vienen asociados al tipo de interés a corto y al Producto Interior Bruto. Por último la relación de multicointegración  $S_t = \delta'\beta'Z_t + \delta'\delta\beta_2'\Delta Z_t$  adopta la siguiente forma:

$$ALP - 1,1IPC - 0,8PIB = 1,1TINC - 1,9TINL + 0,003t + 9,5DALP - 1,0DPIB + 10DIPC + 3,7DTINC + 5,5DTINL$$

Dicha relación se puede interpretar como una función de demanda de dinero obtenida directamente a partir de la estimación de un sistema I(2). Esta relación será comprobada más adelante a la hora de analizar el sistema en términos reales.

La representación del espacio de cointegración bajo la forma anterior resulta muy difícil de interpretar desde un punto de vista económico. De hecho, Jorgensen et al. (1996) aconsejan la utilización del espacio de cointegración  $\beta$  para la interpretación o para cualquier contraste de hipótesis acerca de la significatividad de los parámetros de cointegración. La estimación del espacio de cointegración  $\beta$  para  $r=3$  y  $s=1$  se recoge en la parte superior del Cuadro 3.

Cuadro 3. Relaciones de cointegración estimados a partir del análisis de cointegración I(2)

Beta transpuesta					
ALP	PIBR	TC10	TL10	IPCG	Tendencia
1,000	-1,300	0,082	-0,203	-1,022	-0,002
-0,861	0,479	1,000	-1,698	1,266	0,003
-0,649	1,000	-0,146	-0,250	0,885	-0,002
$\beta_{\perp}$			Componentes comunes		
	$\beta_{1\perp}$	$\beta_{2\perp}$	$\alpha_{1\perp}$	$\alpha_{2\perp}$	
ALP	0,578	1,000	-0,0009	-0,0246	
PIB	1,000	-0,104	-0,0048	0,0044	
IPC	-0,634	1,049	0,0003	0,0058	
TIC	0,631	0,388	0,0006	-0,037	
TINL	-0,112	0,474	0,0000	0,0098	

Basándonos en el Teorema 5.2 de Jorgensen et al. (1996) se pueden realizar contrastes de hipótesis sobre el espacio de cointegración  $\beta$  estimado anteriormente. Asimismo existe la posibilidad de identificar los dos vectores de cointegración como si tratase de un sistema I(1) pero teniendo en cuenta que se trata de una relación I(1) y no de una relación estacionaria.

En términos generales, para conseguir la identificación del espacio de cointegración es necesario imponer restricciones sobre cada uno de los vectores de cointegración. Para ello, lo que se hace es formular una serie de matrices de restricciones  $H_i$  y  $R_i$  para cada uno de los vectores que se adaptan, en cada caso, a la forma específica de las hipótesis a contrastar. La formulación genérica de la hipótesis nula es:

$$H_0 : \mathbf{b} = (\mathbf{b}_1, \dots, \mathbf{b}_j) = (H \mathbf{j}_1, \dots, H \mathbf{j}_j) \quad (11)$$

donde  $i$  se refiere al vector de cointegración  $i$ -ésimo;  $H_i$  es una matriz de restricciones de orden  $p \times q_i$ ;  $R_i$  es una matriz de restricciones de orden  $p \times k_i$  cumpliéndose que  $R_i' H_i = 0$ , es decir, que ambas matrices de restricciones son ortogonales entre sí;  $q_i$  indica el número de parámetros sin restringir en el vector  $i$ ; y  $k_i$  es el número de restricciones impuestas sobre el vector  $i$  de tal forma que  $k_i + q_i = p$ .

Para que los vectores de cointegración se encuentren identificados, Johansen y Juselius (1994) definen las siguientes condiciones genéricas de rango para un conjunto de restricciones ( $R_1, \dots, R_r$ ) aplicables a los  $r$  vectores de cointegración:

$$Rango(R_1' H_{i_1}, \dots, R_r' H_{i_m}) \geq m \quad (12)$$

$$i=1,2, \dots, r; \quad m=1, 2, \dots, r-1 \text{ y } 1 \leq i_1 \leq \dots \leq i_m \leq r \text{ (excluyendo } i \text{)}$$

Si las condiciones expuestas en (12) se verifican para un  $i$  en concreto, quiere decir que las restricciones incluidas en  $R_i$  identifican el vector  $i$ , de tal forma que al aplicar dichas restricciones a los  $r-1$  vectores restantes, se obtiene una matriz de rango  $r-1$ , o lo que es lo mismo, que no es posible encontrar una combinación de los  $r-1$  vectores restantes que se parezca a  $\beta_i$ .

Además de (12), para que el espacio de cointegración se identifique de forma exacta el número total de restricciones sobre los  $r$  vectores de cointegración debería ser igual a  $r(r-1)^7$ . En caso contrario estaríamos en un caso de sobreidentificación, que, por otra parte, puede contrastarse mediante el estadístico del ratio de verosimilitud que se distribuye como una  $\chi^2(v)$  ( $v = \sum_1^r (p+1-r+1-q_i)$ )

En este trabajo y con el fin de contrastar la neutralidad monetaria se ha identificado el espacio de cointegración introduciendo las restricciones impuestas en las ecuaciones (1, 3 y 6). Como se puede observar en la relación entre los tipos de interés se ha introducido la tendencia únicamente para que el modelo satisfaga las condiciones de rango. Por otra parte, dado que se trata de un modelo sobreidentificado, se ha calculado el ratio de verosimilitud para verificar si éste se encuentra empíricamente identificado. Como se puede observar (parte inferior del Cuadro 4) no se puede rechazar la hipótesis nula al 5% de significatividad y, por tanto, se mantiene la hipótesis de homogeneidad entre el nivel general de precios y la oferta monetaria.

## 4.2 *Análisis de cointegración en el sistema I(1)*

### 4.2.1 Contrates generales de significatividad y especificación del sistema

Una vez contrastada la hipótesis de neutralidad monetaria, el paso siguiente consiste en estudiar las relaciones dinámicas a largo plazo existentes entre el conjunto de las cinco variables a partir de la especificación y estimación de un sistema I(1) en términos reales. Dicho sistema estará compuesto por las siguientes variables: ALPR (ALP-IPC); PIB;  $\Delta P$  (IPC expresado en primeras diferencias); TINC y TINL y que en forma de vector de mecanismo de corrección del error (VMCE), puede expresarse como:

$$\Delta Z_t = \alpha \beta' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + u_0 + u_1 t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Cuadro 4. Estructura de identificación del espacio de cointegración <sup>a</sup>

	ALP	IPC	PIB	TINC	TINL	T
$\beta' =$	1	-1	*	*	*	0
	0	1	*	0	*	*
	0	0	0	1	*	*
$\chi^2(1)=3,44$						

a: Un asterisco indica que el correspondiente parámetro  $\beta_{ij}$  no está restringido.

Antes de pasar a la identificación y la estimación del modelo en términos reales, considerando la existencia de tres vectores de cointegración, el primer paso consiste en contrastar si los componentes determinísticos incluidos en el modelo (13) son significativos y si se deben restringir al corto o bien forman parte del espacio de cointegración. Para ello se han utilizado los contrastes propuestos por Johansen (1994). Los resultados de dichos contrastes indican el rechazo de la existencia de una tendencia cuadrática en el proceso generador de datos. Sin embargo, no se puede rechazar la existencia de una tendencia lineal restringida al espacio de cointegración (una constante en el corto plazo). Finalmente, el modelo se ha estimado incluyendo una tendencia determinística en el espacio de cointegración.

En segundo lugar, se han definido una serie de contrastes con el objetivo de determinar si todas las variables participan en los vectores de cointegración y si alguna de las series se puede considerar débilmente exógena (contrastar sobre la significatividad de los valores de  $\alpha$ ). Ambos contrastes se encuentran explicados en Johansen y Juselius (1990). En el caso que nos ocupa todas las variables estarían en el espacio de cointegración. Respecto a los contrastes sobre los coeficientes de la matriz  $\alpha$ , los resultados permiten destacar que el tipo de interés resulta débilmente exógeno respecto al espacio de cointegración. Es decir, que dicha variable no estaría afectada por las desviaciones de nivel de equilibrio a largo plazo. Esto indica, probablemente, la existencia en España de una política monetaria preocupada por la evolución de dicha variable. Aunque durante muchos años, los objetivos de la política monetaria se han fijado en función del crecimiento de la cantidad de dinero, el Banco de España actualmente, emite señales a través del manejo de los tipos de interés tratando de incidir sobre las decisiones de los agentes y la formación de sus expectativas.

#### 4.2.2 Identificación de las relaciones de cointegración

Teniendo en cuenta las relaciones teóricas presentada en el apartado 2, las tres relaciones de equilibrio a largo plazo obtenidos se han tratado de identificar como una demanda de saldos reales

<sup>7</sup> En este caso si las restricciones impuestas sobre el espacio de cointegración cumplen las condiciones de rango se dice que el modelo está genéricamente y empíricamente identificado y, por tanto, no sería necesario contrastar la hipótesis nula.

(ecuación 1), demanda agregada de output (ecuación 3) y una relación de equilibrio de tipos de interés (ecuación 6).

La especificación de la matriz  $\beta$  considerando las restricciones impuestas en (2); (4) y (6) viene recogida en la Columna A del Cuadro 5. Tal como se comentó en el apartado anterior, para que se cumpla la identificación genérica, en primer lugar deben satisfacerse las condiciones de rango. Las restricciones impuestas sobre el espacio de cointegración cumplen dichas condiciones. Por otra parte, el modelo se encuentra sobreidentificado, por lo que es necesario realizar un contraste del ratio de verosimilitud para comprobar si el modelo está empíricamente identificado. Como se observa en la parte inferior del Cuadro 5, no se puede rechazar la hipótesis nula de la identificación empírica al 5%. Sin embargo, los parámetros estimados bajo dicha hipótesis indican que el tipo de interés a largo plazo en la segunda relación no resulta estadísticamente significativo. Por ello, se ha considerado una hipótesis alternativa de identificación del espacio de cointegración (Columna B del Cuadro 5). En dicha hipótesis, se han mantenido las restricciones impuestas anteriormente, salvo en el primer vector en el que se ha introducido la tasa de inflación como una variable explicativa adicional de la velocidad de circulación del dinero mientras que se ha eliminado la tasa de interés del segundo vector con el fin de especificar una curva de Phillips.

Estas nuevas restricciones satisfacen las condiciones de rango. De nuevo, se trata de un caso de sobreidentificación. Los resultados del contraste del ratio de verosimilitud indican que no es posible rechazar la hipótesis nula, lo que parece insinuar que la adopción de dicha hipótesis de identificación está apoyada por los datos.

Finalmente, atendiendo a los criterios de identificación expuestos anteriormente, falta por ver si los parámetros estimados satisfacen la identificación económica del modelo. En el Cuadro 6 se recogen las estimaciones de los parámetros de la matriz  $\beta$ , bajo las restricciones impuestas en  $H_0$  (Columna B del Cuadro 5). La función de demanda de dinero estimada arroja resultados satisfactorios. Se acepta la hipótesis de una elasticidad unitaria a largo plazo entre la renta y la demanda real de dinero. Es decir, bajo esta especificación, los resultados indican la estacionariedad de la velocidad de circulación del dinero con la incorporación de los tipos de interés y la tasa de inflación como variables de coste de oportunidad. Los efectos de estas variables son significativos. Los signos de los tipos de interés son los esperados. Únicamente merece la pena destacar el signo de la inflación que resulta ser positivo contrariamente a lo esperado. Esto indica la existencia en España de una política monetaria acomodaticia respecto a los precios. Parecidos resultados, en cuanto a signos, fueron obtenidos en

Juselius (1998). En cuanto a la segunda y tercera relación todos los parámetros son significativos y, además, presentan los signos esperados.

Cuadro 5. Identificación de las relaciones de cointegración<sup>a</sup>

A	B
Hipótesis nula $H_0: \beta_1 = (H_1\phi_1, H_2\phi_2,)$	Hipótesis nula $H_0: \beta_2 = (H_1\phi_1, H_2\phi_2)$
$\beta_1 = \begin{pmatrix} \text{ALPR} \\ \text{PIB} \\ \Delta P \\ \text{TINC} \\ \text{TINL} \\ t \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 \\ 0 & * & 0 \\ a & 0 & * \\ -a & * & 1 \\ * & * & 0 \end{pmatrix}$	$\beta_2 = \begin{pmatrix} \text{ALPR} \\ \text{PIB} \\ \Delta P \\ \text{TINC} \\ \text{TINL} \\ t \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & * & 0 \\ * & 1 & 0 \\ a & 0 & * \\ -a & 0 & 1 \\ * & * & 0 \end{pmatrix}$
Sobreidentificación <sup>b</sup> : LR(3)=6,68	Sobreidentificación <sup>c</sup> : LR(3)=2,08

a: Un asterisco indica que el correspondiente parámetro  $\beta_{ij}$  no está restringido.

b: Los grados de libertad son  $v = (6-3+1-3)+(6-3+1-2)+(6-3+1-4)=3$

c: Los grados de libertad son  $v = (6-3+1-2)+(6-3+1-3)+(6-3+1-4)=3$

Finalmente, antes de pasar a calcular los perfiles de persistencia de cada una de dichas relaciones de equilibrio a largo plazo, se ha visto que los coeficientes de ajuste de los tipos de interés a corto plazo hacia las relaciones de cointegración no resultan significativos. Con el objetivo de comprobar si el tipo de interés acorto plazo se puede considerar débilmente exógeno, bajo la hipótesis nula de la estructura de identificación del espacio especificado anteriormente, se ha contrastado que  $\alpha_{\text{TINC},j} = 0$  para  $j=1, 2$  y  $3$ . El ratio de verosimilitud obtenido es de 5,44 lo que resulta inferior a su correspondiente valor crítico de una  $\chi^2(6)$ . Esto nos indica que el primer componente permanente en el sistema corresponde a los movimientos de los tipos de interés acorto plazo, lo cual resulta coherente con la política monetaria seguida en España, sobre todo, en los últimos años. A la vista de estos resultados y con el fin de identificar el segundo factor común se han realizado una serie de contrastes sobre el nivel de significatividad de los parámetros de la matriz  $\alpha$ . Aunque los resultados de estos contrastes no resultan muy concluyentes, pero al 10% de significatividad se puede considerar que tanto el tipo de interés a corto plazo como la tasa de inflación son los responsables de los movimientos del sistema macroeconómico. En consecuencia el modelo final se ha estimado considerando estas dos variables como débilmente exógenas.

Cuadro 6. Estimación de  $\beta$  bajo la hipótesis  $H_0$  (Columna B, Cuadro 5)<sup>a</sup>

ALPR	PIB	TINC	TINL	$\Delta P$	T
1,00	-1,00	-1,473	1,473	-0,569	-0,003
		(0,062)	(0,062)	(0,074)	(0,00008)
0	-0,472	0	0	1,00	0,003
	(0,096)				(0,0002)
0	0	-0,879	1,00	0	0
			(0,028)		

a. Los valores entre paréntesis se corresponden con las desviaciones típicas



## **5      Análisis de las relaciones dinámicas en el corto plazo: Funciones Impulso-Respuesta Generalizadas**

Una vez que se ha analizado el largo plazo, el último paso consiste en analizar las relaciones dinámicas a corto plazo. Para ello, se han calculado las denominadas funciones impulso-respuesta (FIR). Las FIR proporcionan los efectos sobre las distintas variables del sistema de innovaciones positivas asociadas a las diferentes series, lo que puede interpretarse como un ejercicio de simulación en el que se obtiene el signo, la magnitud y la persistencia de la respuesta de una variable al impacto ocurrido en otra. Las FIR se obtienen a partir de la representación MA (19) asociada al modelo VAR, estando sujetas al supuesto de que el shock únicamente ocurre en una variable (matriz de varianzas y covarianzas diagonal). Sin embargo, la existencia de correlación contemporánea entre las variables dificulta la identificación de la innovación en el sistema. Con el fin de eliminar cualquier correlación contemporánea y evitar, por otro lado, el problema de la ordenación de las variables derivado de la utilización de la descomposición de Choleski, Koop et al. (1996) y Pesaran y Shin (1998) proporcionan un nuevo enfoque denominado las Funciones Impulso-Respuesta Generalizadas (FIRG). A diferencia de las FIR tradicionales, en este caso, no se estudia la respuesta a un shock en todos los elementos del vector  $\epsilon_t$ , sino que lo que se analiza es la respuesta de las variables a un shock en uno de los elementos de dicho vector y posteriormente se integran todos los shocks suponiendo conocida la distribución de las perturbaciones (generalmente se asume la hipótesis de normalidad). Al analizar cada shock de forma aislada, la ordenación de las variables no es determinante tal como ocurre en la tradicional descomposición de Choleski.

En el Gráfico 2 se presentan las funciones impulso-respuesta generalizadas correspondientes al sistema estimado. Dado que las funciones de respuesta se calculan a partir de shocks equivalentes a una desviación típica, para facilitar la interpretación de los resultados las respuestas se han normalizado atendiendo a su correspondiente desviación típica. De este modo, estas funciones se interpretan como variaciones porcentuales de una determinada variable ante una perturbación unitaria. Finalmente, debe mencionarse que en cada gráfico se han representado también las respuestas significativas al 5% que se han destacado con cuadro negro.

Un shock positivo en el tipo de interés a corto genera una disminución permanente en la demanda de saldos reales. El nivel de inflación aumenta ligeramente en los cuatro primeros trimestres alcanzando un máximo en dicho período. Este aumento puede ser, probablemente, consecuencia de la desaceleración de la actividad económica producida tras el aumento del tipo de interés (descenso del

output). Asimismo, dicho aumento provoca de forma inmediata una respuesta positiva y persistente del tipo de interés a largo plazo aunque la magnitud de la respuesta no alcanza el 1%.

Un shock positivo en la tasa de inflación, como se puede observar, genera respuestas más persistentes que en el caso anterior. El efecto es negativo y permanente sobre el nivel del PIB y sobre la demanda de saldos reales. La respuesta de los tipos de interés es inmediata en el primer período y de signo positivo alcanzando un máximo en el tercer período, si bien de no gran magnitud. Esto parece indicar que el efecto precio sobre los tipos de interés no reside en su relación con el agregado monetario vía ecuación de demanda de saldos reales, sino más bien en la existencia del efecto Fisher, aunque sólo parcial.

Si ahora se analizan las respuestas del sistema ante un shock asociado a la demanda de saldos reales, se observa, en primer lugar, un efecto positivo inmediato y de gran magnitud sobre el nivel de inflación. Esta reacción se diluye progresivamente hacia el nivel de equilibrio conforme aumenta el lapso temporal, siendo nulo a partir del primer año. En los dos primeros trimestres no se produce una reacción significativa en los tipos de interés. El tipo de interés a largo reacciona positivamente en el tercer trimestre como consecuencia del aumento de la tasa de inflación. Esta respuesta se prolonga durante siete trimestres, alcanzando prácticamente el 0,85% en dicho período, lo que demuestra, asimismo, la existencia de un efecto Fisher parcial. En cuanto a la respuesta del tipo de interés a corto, ésta es negativa en el corto plazo pasando a ser positiva a partir del quinto trimestre. Este efecto negativo se puede interpretar como una respuesta acomodaticia de los mencionados tipos ante un aumento de la demanda de saldos reales entendiéndose, por tanto, que este tipo a corto podría considerarse como el coste de oportunidad de los activos líquidos en manos del público.

Finalmente, analicemos las respuestas de algunas de las variables ante un shock en el output. El efecto sobre los precios es negativo como consecuencia del aumento de la oferta. Los tipos de interés a corto y a largo plazo reaccionan en paralelo y positivamente, siendo más importantes las respuestas del tipo de interés a largo plazo.

## **6 Conclusiones**

En este trabajo se han tratado de analizar las relaciones tanto a largo como a corto plazo existentes entre las variables monetarias y el sector real. La mayor parte de los trabajos realizados en España sobre el tema, o bien se analizan las regularidades a corto plazo, sin prestar atención a la identificación del largo plazo, o bien se circunscriben al análisis del largo plazo. Desde este punto de

vista, el trabajo presenta la novedad de conjugar ambos enfoques. Asimismo, la existencia de dos variables  $I(2)$  determina un tratamiento explícito del análisis del largo plazo en este contexto. En trabajos anteriores se imponía la neutralidad monetaria o bien se trabajaba con series en primeras diferencias para contratar la hipótesis de superneutralidad. En este trabajo, se corrobora el cumplimiento de la hipótesis de neutralidad monetaria, por lo que la mayor parte del análisis del largo plazo se realiza en un sistema  $I(1)$  con variables reales.

Entre las cinco variables consideradas, existen tres vectores de cointegración que se han identificado como una ecuación de demanda de saldos reales, una de output y, finalmente, una que relaciona los tipos de interés a corto y largo. Las restricciones sobre el corto plazo se han incluido a la hora de analizar las relaciones dinámicas a corto plazo. Dicho análisis se ha realizado en base a las funciones impulso generalizadas que evitan el problema de establecer una ordenación causal de las variables o el de identificar una estructura a corto plazo para el sistema. Los resultados obtenidos son bastante consistentes con la literatura existente en lo que respecta a los signos de las respuestas, existiendo ciertas diferencias en cuanto a la magnitud de las mismas.

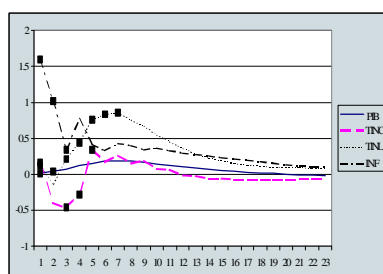
## Referencias

- Dickey, D. A. & Fuller, W. A., 1979. Distribution of estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- Dolado, J. J. & Escrivá, J. L., 1992. La demanda de dinero en España: Definiciones amplias de liquidez. Banco de España. Servicio de Estudios, Documento de Trabajo N° 9107.
- Doornik, J. A. & Hansen, H., 1994. An omnibus test for univariate and multivariate normality. Working paper, Nuffield College, Oxford.
- Godfrey, L.G. (1988). Misspecification test in econometrics. Cambridge: Cambridge University Press
- Gonzalo, J. & Ng, S., 1996. A systematic Framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks. Working Papers. Universidad Carlos III de Madrid, 96-16, 1-30.
- Hansen, H. & Juselius, K., 1995. *Cats in Rats: Cointegration Analysis of Time Series*. Estima, Evanston, Illinois. USA.
- Koop, G., Pesaran, M. y Poter, S. (1996). Impulse responses analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 81: 119-147.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210
- Johansen, S. & Juselius, K., 1994. Identification of the long - run and the short -run structure: An application to the ISLM model, *Journal of Econometrics*, 63, 7-36
- Johansen, S., 1988. Statistics analysis of cointegration vector, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S., 1995. A statistical analysis of  $I(2)$  variables, *Econometric Theory*, 11: 25-59
- Jorgensen, C.; Kongsted, H. C. & Rahbek, R., 1996. Trend stationarity in the  $I(2)$  cointegration model. Discussion Paper 96-12, Institute of Economics, University of Copenhagen. ISSN 0902-6452.
- Juselius, K., 1994. On the duality between long-run relations and common trends in the  $I(1)$  versus  $I(2)$  model: An application to aggregate money holdings. *Economic reviews*, 13(2): 151-178.
- Juselius, K. 1998. A structural VAR for denmark under changing monetary regimes. *Journal Of Business and Economic Statistics*, 16(4): 400-411.

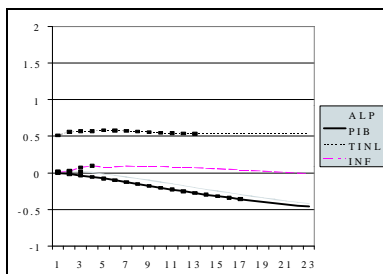
- Keating, J. W., 1992. Structural approaches to vector autoregressions. Federal reserve Bank of St. Louis, September/October. 37-57
- Kwiatkowski, D. Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. Journal of Econometrics, 54: 159-178.
- Osterwald-Lenum, M., 1992. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54: 461-472.
- Paruelo, P., 1996. On the determination of integration indices in the I(2) systems. Journal of Econometrics 72: 313-356.
- Pesaran, M y Shin, Y (1997). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. Economics Letters, 58: 17-19.
- Tiao, G. C. & Box, G. E. P., 1981. Modeling multiple time series applications. Journal of American Statistical Association, 76: 802-816

## Gráfico 2. Funciones Impulso-Respuesta Generalizadas

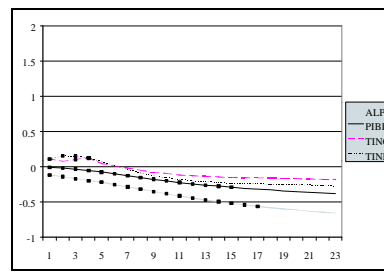
Respuestas ante un shock en ALPR



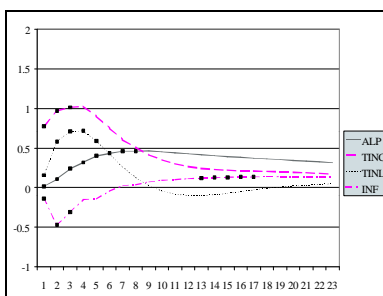
Respuestas ante un shock en TINC



Respuestas ante un shock en INF



Respuestas ante un shock en el PIB



Respuestas ante un shock en TINL

