

## DEFICIT PÚBLICO Y TIPOS DE INTERÉS EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA: ¿EXISTE EVIDENCIA DE CAUSALIDAD? (\*)

**Fernando C. Ballabriga**  
Esade y Banco de España

**Miguel Sebastián**  
Universidad Complutense de Madrid y Banco de España

*Resumen* La reaparición de los déficit públicos ha vuelto a abrir la cuestión de su posible efecto sobre los tipos de interés. Este trabajo analiza la relación entre ambas magnitudes para el caso de la economía española mediante la especificación, estimación e identificación de modelos de dos (déficit público-tipo de interés), tres (déficit público-tipo de interés-dinero) y cuatro variables (déficit público-tipo de interés-dinero-inflación). La conclusión principal es que, cuando se considera el conjunto del período muestral 1964-1991, los comovimientos de ambas magnitudes no son el resultado de su interacción.

*Abstract* The reappearance of government deficits has reopened the question of their possible effect on interest rates. This paper analyzes the relationship between both variables by specifying, estimating and identifying models of two (deficit-interest rate), three (deficit-interest rate-money) and four variables (deficit-interest rate-money-inflation) for the Spanish economy. The main conclusion is that, for the period 1964-1991, the comovements of both variables are not the result of their interaction.

### 1. INTRODUCCION

La reaparición de los déficit públicos en algunos países, junto con la resistencia a la baja, incluso en fases alcistas del ciclo, en otros, ha vuelto a despertar el interés por los efectos que puedan tener esquemas alternativos de financiación del gasto público. Buena parte de los estudios realizados se ha referido a las consecuencias de un mayor déficit presupuestario en el interior de un país. Sin embargo, la mayor integración de los mercados mundiales está haciendo que, de forma creciente, la atención se dirija hacia el estudio del grado de interacción de políticas fiscales y monetarias de diferentes países. Por otra parte, el proceso de discusión sobre la Unión Económica y Monetaria de la CE, además de considerar la interdependencia de políticas fiscales en un contexto de tipos de cambio fijos, hace hincapié sobre la cuestión de la sostenibilidad de los déficit o deuda públicos.

Por ello, una de las cuestiones que surgen con mayor frecuencia dentro de este tema es la que se refiere al efecto que los déficit públicos puedan tener sobre los tipos de interés. Es frecuente encontrar opiniones que utilizan, sin cuestionarla, la conexión entre déficit público y tipos de interés. Esta conexión puede ser especialmente relevante, por-

(\*) Queremos agradecer a A. Ricardo su valiosa colaboración y a L. J. Alvarez, J. M. Bonilla, J. J. Dolado, J. M. González-Páramo, J. Pérez y J. M. Roldán los comentarios y sugerencias hechos a una versión previa de este trabajo. El trabajo también se ha beneficiado de las sugerencias de dos evaluadores anónimos.

que, de un lado, incidiría en la interdependencia de la política fiscal y la monetaria (1); de otro, introduciría un elemento de realimentación que puede afectar al grado de sostenibilidad de la deuda pública (2), y, por último, se convertiría en una pieza clave en el mecanismo de transmisión de choques fiscales entre países.

Desde un punto de vista teórico, la conexión entre déficit público y tipo de interés es débil. Es importante distinguir conceptualmente entre dos tipos de planteamientos: en uno, el aumento del gasto público —«ceteris paribus»—, sobre todo en el caso de ser transitorio, puede tener efectos sobre los tipos de interés (el «efecto expulsión» del gasto público propiamente dicho); en el otro, se trata del impacto específico (dada una senda de gasto público) que sobre los tipos de interés pueda tener el déficit público como una forma retardada de financiar dicho gasto. Así, por ejemplo, los defensores de la llamada «equivalencia ricardiana» (3) no creerían significativo el efecto de esquemas de financiación alternativos del gasto público (impuestos contra déficit y deuda), y, sin embargo, nunca cuestionarían el impacto al alza que, al menos a corto plazo, pueda tener el gasto público sobre los tipos de interés, independientemente de cómo se financie (4).

Dado que los modelos que cumplen la equivalencia ricardiana no van a generar una relación entre déficit y tipos de interés, resulta necesario buscarla entre el resto de los modelos. Estos podemos subdividirlos en varios grupos: (i) modelos dinámicos de equilibrio con mercados perfectos [entre ellos, los de generaciones solapadas, como los de Diamond (1965), Miller y Wallace (1985), Wallace (1989), y los de fecha de fallecimiento aleatoria Blanchard (1985)]. En la mayoría de estos modelos los cambios en la estructura impositiva intertemporal afectan a las variables reales [aunque no necesariamente al tipo de interés, como señalan Miller y Roberds (1992)]. Sin embargo, la sustitución entre esquemas de financiación con dinero o deuda puede ser irrelevante, incluso en términos de las variables nominales. Además, la inclusión de altruismo intergeneracional puede introducir, de nuevo, el argumento ricardiano; (ii) modelos de determinación de tipos a partir de stocks (Deuda Pública) y no de flujos, que siguen el proceso de determinación de precios de activos reales y bienes duraderos: lo que importa para determinar estos precios no es la interacción de la «nueva» demanda y la «nueva» oferta de fondos, sino la oferta y la demanda totales, incluyendo la oferta ya existente. Una excelente defensa de esta posición contraria al vínculo entre déficit y tipos se encuentra en Brunner (1986); (iii) modelos de economías abiertas y pequeñas [tanto de equilibrio como los mencionados en (i), como de desequilibrio (por ejemplo, IS-LM)], con mercados liberalizados, en las que el tipo de interés queda determinado exógenamente, en el exterior, rompiéndose el vínculo directo entre déficit público y tipos; (iv) modelos de desequilibrio con economías relativamente cerradas y grandes, en los que la magnitud del vínculo depende de la sensibilidad relativa de la demanda ante los tipos impositivos y los tipos de interés (modelos IS-LM).

La evidencia empírica es, si cabe, más variada. Especialmente en los años ochenta, diversos autores han tratado de contrastar esta posible relación entre déficit público y

tipos de interés. En la tabla 1, presentamos un resumen sintético de algunos resultados, por orden cronológico. En general, estos trabajos han diferido en cuanto a la definición de déficit público utilizada (déficit observado, ajustado por inflación, por ciclo, anticipado y no anticipado), en el concepto de sector público (federal, estatal, total) y en lo que respecta a considerar tipos de interés nominales o reales.

Para el caso de la economía de EE.UU., destacan las contribuciones de Evans (1985 y 1987a), Plosser (1987), Kolluri y Giannaros (1987), en contra de la relación entre déficit y tipo de interés, y de Feldstein (1986), Barth, Iden y Russek (1985), a favor. Evans rechaza este vínculo, tanto para tipos reales como para nominales, y Plosser, para tipos nominales. Barth *et al.* aceptan la hipótesis para el caso de déficit estructural ajustado por inflación y tipo de interés nominal. En cuanto a Feldstein, presenta evidencia favorable en el caso de considerar los déficit estructurales esperados como medida de la presión sobre los mercados financieros, en contraposición con los déficit observados (correídos o no por ciclo e inflación). Esta evidencia para la economía americana se ha reproducido para otras economías, como, por ejemplo, en el trabajo de Evans (1987b), en el que también se rechaza la relación entre déficit no anticipados y tipos nominales para seis países de la OCDE. En unos artículos recientes, Allen (1990 y 1991) defiende que la relación es más bien entre tipos de interés y stock de deuda pública, en lugar de déficit público en cualquiera de sus medidas. El resultado se obtiene tanto para tipos nominales como reales. Por último, Miller y Roberds (1992) atribuyen la dificultad para responder a esta pregunta a un problema de identificación: el de aislar la variabilidad del déficit debida a la política fiscal propiamente dicha, de la que es respuesta a choques sufridos por la economía.

Tabla 1

## DEFICIT-TIPOS DE INTERES: EVIDENCIA EMPIRICA

	Déficit	R/r	Efecto
Evans (1985)	Sin ajustar	r	No (*)
Barth et al. (1985)	Ciclo/inflación	r	Sí
Feldstein (1986)	Varios	R	Sí
McMillin (1986)	Varios	R	No
Brunner, K. (1986)	Deuda	r	(**)
Evans (1987)	Sin ajustar	r	No (*)
Kolluri y Giannaros (1987)	Varios	r	No
Plosser (1987)	Sin ajustar	r	No
Goisis (1989)	En diferencia	$\Delta r$	Sí
Darrat (1990)	Varios	r	No
Allen (1990)	Deuda	R/r	(**)
Miller y Roberds (1992)	Sin ajustar	R	?
<b>ESPAÑA</b>			
Mauleón-Pérez (1984)	Deuda	r	(**)
Raymond-Palet (1989)	Varios	R	Sí

r Tipo de interés nominal.

R Tipo de interés real.

(\*) Encuentran signo negativo.

(\*\*) Encuentran relación entre deuda y tipo de interés, pero no entre déficit y tipos.

(1) A pesar del uso generalizado de la conexión entre déficit y tipos, en el papel seminal sobre interdependencia de Sargent y Wallace (1981), los tipos de interés se consideraban exógenos a esquemas alternativos de financiación del gasto público.

(2) A pesar del uso generalizado de la conexión entre déficit y tipos, las medidas habituales de sostenibilidad suponen un tipo de interés constante e independiente de los niveles de Déficit o Deuda [véase Blanchard (1990)].

(3) Véase, por ejemplo, Barro (1974).

(4) Véase, por ejemplo, Barro (1989) y Barro (1990), cap. 12.

Para el caso de la economía española, destaca la contribución de Raymond y Palet (1989), en la que encuentran relación positiva entre tipo de interés real y déficit, tanto observado como esperado —relación especialmente significativa en este último caso—, y la de Mauleón y Pérez (1984), para quienes la relación es entre stock de deuda y tipos.

Para una economía con un historial importante de déficit público como la italiana, Goisis (1989) encuentra una relación positiva entre ambas variables, pero en primeras diferencias.

Estos trabajos, en su mayoría, utilizan una ecuación en forma reducida asociada a un modelo estructural de la economía (en general, versiones del modelo IS-LM), en la que una medida del tipo de interés aparece en el lado izquierdo, y se trata de contrastar la significatividad (y el signo) del coeficiente de la variable de déficit o deuda utilizada en el lado derecho (5). El problema de este tipo de enfoques es que descansan en un exceso de generosidad restrictiva para identificar los modelos, aumentando, como consecuencia, la probabilidad de cometer errores de especificación y de generar correlaciones espurias. La imposición de causalidad unidireccional es, por ejemplo, una práctica usual.

Ha habido autores que han enfocado el problema utilizando métodos menos restrictivos: McMillin (1986) y Darrat (1990), en un marco multivariante con diversas medidas de déficit y de tipos de interés de la economía norteamericana, realizan contrastes de causalidad en el sentido de Granger. El primero, con tipos de interés nominales, no encuentra relación de causalidad en ninguna dirección. El segundo, con tipos de interés reales y datos anuales, rechaza la dirección de causalidad de déficit a tipos de interés, pero no al contrario.

En este artículo, también se opta por una alternativa metodológica (Vectores Autorregresivos, VAR, Bayesianos) que descansa en la idea de no imponer restricciones a priori controvertidas. Esta idea se instrumenta incorporando como información a priori al proceso de especificación del modelo la incertidumbre del analista en cuanto a la naturaleza del mecanismo que genera los datos.

En consonancia con esta metodología, se utilizan los datos con el menor grado de filtros posible: se opta por el déficit público observado, para evitar la posible distorsión del ajuste por inflación y por ciclo (que requieren una definición de output potencial o tendencial, etc.), y el tipo de interés nominal, para evitar imponer una estructura determinada de formación de expectativas de inflación en la definición de tipo de interés real.

Inicialmente, se realiza el análisis en términos de estas dos variables. Las conclusiones del mismo pueden, sin embargo, ser poco fiables, si se están omitiendo fuentes de variabilidad de origen monetario o real importantes. Por ejemplo, supóngase que el período muestral analizado se hubiera caracterizado por una política monetaria restrictiva que hubiera generado altos tipos de interés y, al mismo tiempo, un mayor déficit público como consecuencia de la mayor carga de intereses inducida por el mayor recurso al endeudamiento: el análisis bivalente generaría una relación positiva espuria entre déficit y tipo de interés. Alternativamente, supóngase que existe, en realidad, una relación positiva entre déficit y tipo de interés, pero que la política monetaria haya permitido, simultáneamente, una secuencia temporal de menor déficit (debido a un mayor grado de

monetización que haya reducido la necesidad de endeudamiento y, por tanto, la carga de intereses), y, al haber sido parcialmente acomodaticia, mayores tipos de interés (por no cubrir una mayor demanda de dinero): el análisis bivalente podría generar ausencia de relación entre déficit y tipo de interés, o incluso una relación negativa.

La experiencia confirma que el primero de los casos (relación espuria) es más frecuente y problemático. En nuestro análisis bivalente no se encuentra tal relación, por lo que, si acaso, estaríamos en la segunda de las situaciones, donde el argumento en favor de aumentar el número de variables se debilita. Aun así, con el fin de contemplar este tipo de hipótesis, el análisis se realiza también para sistemas de tres y cuatro variables. Las variables adicionales incluidas son un agregado monetario en términos del PIB nominal y la tasa de inflación. La razón para optar por la primera variable es el interés en identificar posibles interacciones de las políticas fiscal y monetaria, y, por la segunda, el dar cabida a posibles perturbaciones originadas en el sector privado, distintas de las que quedan reflejadas en el tipo de interés. Obviamente, variables alternativas y/o adicionales podrían incluirse en el análisis. Creemos, sin embargo, que el análisis propuesto contiene fuentes de variabilidad relevantes, suficientes para generar, si las hay, interacciones dinámicas de las variables.

Los hechos objeto de análisis, para la economía española, se presentan de forma sintética en el cuadro 1, que contiene las medias y desviaciones típicas del déficit público en términos de PIB nominal, según el concepto Capacidad/Necesidad de Financiación de las Administraciones Públicas, y los tipos de interés nominales a largo plazo para el período muestral completo 1964-1991 y para cuatro subperíodos diferenciados: 1964-1973, 1974-1980, 1981-1985 y 1986-1991.

Una primera lectura de esta «evidencia» sería que parece existir una relación positiva entre déficit público y tipos de interés para la economía española. En los períodos en los que el déficit aumenta, también lo hacen los tipos de interés. Además, la variabilidad de los mismos aumenta ligeramente en el subperíodo de mayor déficit (1981-85).

El objetivo de este trabajo es el de analizar más cuidadosamente esta aparente evidencia. El plan del trabajo es el siguiente. En la sección 2, se resume la metodología utilizada. La sección 3 presenta la estimación de los modelos en forma reducida. En la sección 4, se discuten e interpretan económicamente diferentes esquemas de identificación y sus correspondientes impulsos-respuesta. En la sección 5, se resumen las principales conclusiones del análisis.

Cuadro 1

**DEFICIT PUBLICO Y TIPOS DE INTERES EN ESPAÑA**  
(Medias y desviaciones típicas de cada subperíodo. Porcentajes)

	1964-73	1974-80	1981-85	1986-91	1964-91
Superávit público:	-0,36 (0,4)	-1,0 (1,0)	-5,3 (1,1)	-4,0 (1,0)	-1,9 (2,4)
Tipo de interés nominal:	9,6 (1,2)	13,5 (1,2)	15,6 (1,4)	12,9 (1,3)	12,4 (2,6)

(5) Mauleón y Pérez (1984) estiman un modelo completo.

2. METODOLOGIA

El modelo utilizado en este análisis postula que el vector n-dimensional de observables  $Y(t)$  puede escribirse para todo  $t$  como

$$Y(t) = x(t)\beta(t) + \epsilon(t) \quad [1]$$

donde en el vector de coeficientes se permite variación temporal, y la matriz  $X(t)$  incluye tanto desfases de las variables endógenas como variables determinísticas (constantes, etc.). Es decir:

$$X(t) = \begin{pmatrix} X_1(t)' \\ \vdots \\ X_n(t)' \end{pmatrix}$$

$$X_i(t)' = (Y(t-1)' \dots Y(t-m)' D(t)')$$

$$i = 1, \dots, n$$

$$\beta(t)' = (\beta_1(t)' \dots \beta_n(t)')$$

$$\beta(t) = s\beta(t-1) + u(t)$$

$$\epsilon(t) | F_t \sim N(0, \Sigma_\epsilon)$$

$$u(t) | F_t \sim N(0, \Sigma_u)$$

$\epsilon, u$  independientes

$D(t)$  es un vector  $d$ -dimensional de variables determinísticas, por lo que  $X_i(t)$  y los subvectores de coeficientes  $\beta_i(t)$  son vectores  $k$ - dimensionales,  $k = mn + d$ .  $F_t$  representa el conjunto de información disponible al principio del período  $t$ .

Este tipo de modelos (VAR) son modelos débilmente restringidos y, en este sentido, muy útiles para analizar la evidencia muestral sin condicionar en supuestos controvertidos acerca del funcionamiento de la economía. Uno de los objetivos clave de esta metodología es precisamente distinguir con claridad entre el proceso de especificación de la forma reducida (que se intenta objetivizar lo más posible) y el de identificación (donde el desacuerdo es más probable), estableciendo sin ambigüedades las restricciones utilizadas para identificar el modelo. Este objetivo explica el procedimiento en dos etapas que usualmente es utilizado para estimar la dinámica que subyace en la evolución del vector de componentes endógenos  $Y$ .

En la primera etapa, se estima el vector de coeficientes  $\beta$  de la forma reducida [1]. Para ello, en  $t = 1$  (primera observación muestral), se especifica una distribución a priori normal multivariante para dicho vector, distribución que se interpreta como condicional en la historia premuestral, y que refleja la incertidumbre del analista acerca del verdadero proceso generador de datos:

$$[\beta(1) | x(1), \tau] \sim N(\bar{\beta}, \bar{\Omega}) \quad [2]$$

Esta distribución se condiciona también en un vector de parámetros  $\tau$  que refleja el desconocimiento acerca de algunos aspectos de la distribución de los valores futuros de  $Y$  (media, grado global de incertidumbre, etc). El vector elegido,  $\tau^*$ , es el que maximiza la verosimilitud muestral. La muestra se procesa entonces de acuerdo con el mecanismo de actualización de Kalman para obtener la distribución a posteriori de  $\beta$ , distribución que, en ciertas condiciones de regularidad, es normal multivariante

$$[\beta(T) | x(T), Y(T), \tau^*] \sim N(\beta^*, \Omega^*) \quad [3]$$

donde  $T$  representa la última observación muestral.

La razón para introducir la dependencia funcional de  $\tau$  es que, con muestras finitas, la información a priori no será, en general, neutral (en el sentido de no afectar a la distribución a posteriori), por lo que se hace necesario ser cuidadoso en su elección. El criterio de seleccionar la distribución a priori asociada con el valor  $\tau^*$  que maximiza la verosimilitud muestral, es razonable porque proporciona un sustituto a lo que sería la aplicación estricta del método bayesiano de estimación (cuyo coste computacional es prohibitivo en este tipo de aplicaciones). Más específicamente, en términos estrictos, la verdadera distribución a posteriori de  $\beta$  no vendría dada por [3], sino por una combinación lineal de las obtenidas con distintos valores de  $\tau$ . Con una distribución a priori uniforme para  $\tau$ , la ponderación recibida por cada elemento de la mencionada combinación lineal sería el valor de la verosimilitud muestral asociado con el vector  $\tau$  con el que ha sido obtenido, de forma que serían los elementos obtenidos con vectores  $\tau$  que generen altos valores de la función de verosimilitud los que tendrían el mayor peso en la determinación de la distribución a posteriori de  $\beta$ . Es este argumento el que justifica (6) la elección de  $\tau$ ; y es en este sentido en el que [3] constituye el resultado de una aproximación a lo que sería la aplicación estricta del método bayesiano de estimación. La aproximación será buena siempre que los valores de  $\tau$  asociados con altos valores de la verosimilitud generen distribuciones similares para  $\beta(T)$ .

La segunda etapa del proceso de estimación de las interacciones dinámicas entre los componentes del vector  $Y$  consiste en distribuir entre dichos componentes la responsabilidad de las correlaciones contemporáneas reflejadas en la matriz  $\Sigma_\epsilon$ . Esta distribución de fuentes de variabilidad equivale a identificar el modelo utilizando la vía de imponer restricciones en la matriz de varianzas y covarianzas del vector de variables endógenas. Formalmente, el proceso de identificación requiere obtener a partir de  $\epsilon$  un nuevo vector de perturbaciones  $v$  de componentes ortogonales; es decir, requiere estimar matrices  $A$  y  $\Sigma_v$  tales que

$$A \epsilon(t) = v(t) \quad [4]$$

y

$$\Sigma_\epsilon = A^{-1} \Sigma_v A^{-1'} \quad [5]$$

siendo  $\Sigma_v$  la matriz diagonal de varianzas y covarianzas de  $v$ . Nótese que el conjunto (esquema) de restricciones de identificación no es único: variar el esquema de identificación equivale a variar la especificación de la matriz  $A$ .

(6) La justificación en términos de las propiedades usuales de los estimadores máximo-verosímiles queda vacía de contenido en el contexto de modelos que incorporan variación temporal en los coeficientes.

Una descripción detallada de los métodos esbozados en esta sección puede encontrarse en Doan, Litterman y Sims (1984) y Sims (1986). Por otra parte, en Ballabriga (1991) se discuten aspectos concretos de instrumentación de esta metodología.

### 3. ESTIMACION DE LAS FORMAS REDUCIDAS

Como se ha señalado en la introducción, los modelos estimados contienen  $n = 2$ ,  $n = 3$  y  $n = 4$  variables, respectivamente. Los datos, descritos en el apéndice 1, tienen periodicidad anual, por lo que se consideró suficiente introducir dos retardos ( $m = 2$ ). Las variables incluidas en el VAR-2 son el tipo de interés nominal a largo plazo ( $r$ ) y la Capacidad/Necesidad de Financiación de las AAPP en términos de PIB ( $dp$ ). El VAR-3 añade un agregado monetario en términos del PIB nominal. De este modelo se consideran dos versiones, una con  $M2$  sobre PIB ( $m2$ ) y otra con ALP sobre PIB ( $alp$ ). Finalmente, el VAR-4 añade la inflación medida por el deflactor del PIB ( $\pi$ ).

Con el fin de reducir en lo posible el número de cuadros y gráficos, centraremos la presentación en torno a los modelos VAR-2 y VAR-3 con  $alp$  como agregado monetario. Los resultados de la estimación de las medias y varianzas de la distribución [3] obtenidas para el vector de coeficientes en ambos modelos se presentan en el cuadro 2, junto con el vector  $\tau^*$  a que dicha distribución está condicionada. Como puede observarse, el modelo estimado en ambos casos es, básicamente, un paseo aleatorio para cada una de las variables: los coeficientes del primer retardo de la variable dependiente están en torno a uno, y los demás coeficientes son prácticamente cero. Este resultado es consecuencia directa de la distribución a priori [2] obtenida al condicionar en  $\tau^*$ : los valores de los componentes  $\tau_0^*$  y  $\tau_1^*$  asignan una alta probabilidad a priori al paseo aleatorio; además, el reducido valor de  $\tau_5^*$  implica que la hipótesis de coeficientes constantes proporciona un mejor ajuste. El resultado era análogo para el VAR-3 con  $m2$  y el VAR-4.

Al objeto de comprobar la solidez del resultado, y antes de tomarlo como adecuado para proceder con el análisis de identificación, se realizaron diversos ejercicios. Tres, en concreto. El primero fue (previo contraste de la hipótesis de ruido blanco) el de contrastar si el supuesto de normalidad de las perturbaciones sobre el que se había basado la construcción de la verosimilitud muestral era rechazado por la evidencia. Se realizaron contrastes basados en los momentos tercero y cuarto de la distribución normal, cuyo resultado fue la aceptación de la hipótesis de normalidad del vector de perturbaciones.

El segundo ejercicio consistió en calcular la verosimilitud asociada con vectores  $\tau$  que generaran estimaciones visiblemente distintas de las obtenidas con  $\tau^*$ . Como ya explicamos en la sección 2, si el valor de la verosimilitud para tales vectores fuera comparable al obtenido con  $\tau^*$ , [3] dejaría de ser una buena aproximación de la distribución a posteriori de  $\beta$ . El  $\tau$  asociado con la denominada, a veces, «Minnesota prior» ya generaba estimaciones que se desviaban claramente del paseo aleatorio (7). Sin embargo, la bondad de ajuste del modelo empeoraba de forma dramática: 6, 20 y 30 puntos de diferencia aproximada en el logaritmo de la verosimilitud en los modelos VAR-2, VAR-3 y

Cuadro 2

### RESULTADO DE LA ESTIMACION DE LAS FORMAS REDUCIDAS (varianzas entre paréntesis) $r - dp$

Ecuación	Variable				
	$r(1)$	$r(2)$	$dp(1)$	$dp(2)$	Constante
$r$	1,007 (0,1E-6)	0,2E-6 (0,7E-7)	0,01 (0,0006)	0,005 (0,0004)	0,0001 (0,5E-6)
$dp$	-0,0084 (0,0002)	-0,0023 (0,0001)	1,007 (0,8E-7)	-0,8E-6 (0,5E-7)	-0,2E-4 (0,4E-6)

### $r - dp - alp$

Ecuación	Variable						
	$r(1)$	$r(2)$	$dp(1)$	$dp(2)$	$alp(1)$	$alp(2)$	Constante
$r$	1,003 (0,4E-6)	-0,3E-5 (0,2E-6)	0,1E-2 (0,7E-6)	0,8E-3 (0,4E-4)	0,8E-3 (0,1E-4)	0,5E-3 (0,9E-5)	0,3E-3 (0,2E-5)
$dp$	-0,1E-2 (0,3E-4)	-0,3E-3 (0,2E-4)	1,003 (0,2E-6)	-0,3E-5 (0,1E-6)	-0,6E-3 (0,7E-5)	-0,4E-3 (0,6E-5)	-0,1E-3 (0,1E-5)
$alp$	0,5E-2 (0,1E-3)	0,3E-2 (0,6E-4)	-0,8E-2 (0,1E-3)	-0,5E-3 (0,1E3)	1,003 (0,9E-6)	0,1E-3 (0,6E-6)	0,2E-2 (0,3E-5)

### $\tau^*$

Componente	Modelo	
	$r - dp$	$r - dp - alp$
$\tau_0^*$	1,071	1,003
$\tau_1^*$	0,001	0,0032
$\tau_2^*$	0,464	0,014
$\tau_3^*$	0,828	0,685
$\tau_4^*$	4,765	4,822
$\tau_5^*$	0,7E-6	0,8E-12
$\tau_6^*$	1,0	1,0

Nota al cuadro de  $\tau^*$ :

$\tau_0$  Medida a priori del primer retardo de la variable dependiente.

$\tau_1$  Grado global de incertidumbre.

$\tau_2$  Incertidumbre relativa de los retardos de otras variables.

$\tau_3$  Incertidumbre relativa de los retardos recientes.

$\tau_4$  Incertidumbre relativa de las variables determinísticas.

$\tau_5$  y  $\tau_6$  Control del grado y forma de la dependencia del tiempo del vector de coeficientes ( $\tau_5 \neq 0$  y  $\tau_6 = 1$  equivale a suponer que el proceso estocástico que rige la evolución de  $\beta(t)$  es un paseo aleatorio, mientras que  $\tau_5 = 0$  y  $\tau_6 = 1$  equivale a imponer  $\beta(t) = \beta \forall t$ ).

(7) A efectos de comparación, digamos que el componente  $\tau_1$  de tal vector está en torno a 0,2. Recuérdese que  $\tau_1^*$  está en torno al 0,001 en los modelos estimados.

VAR-4, respectivamente. Para el caso del VAR-2, por ejemplo, esto significa que optar por el modelo generado con  $\tau^*$  supone mejorar la bondad del ajuste en más de un 400%. Ante estos resultados, nos pareció evidente concluir que el mayor grado de interacción estadística obtenido con vectores  $\tau$  alejados del entorno de  $\tau^*$  es de carácter más bien espurio, y, por tanto, de dudosa utilidad para cualquier propósito.

El tercero y último ejercicio fue el de comprobar si métodos de corte clásico basados en resultados asintóticos sugerían que nuestro proceso de especificación podría haber fracasado en la captación de determinadas restricciones entre las variables estudiadas. El análisis de integrabilidad y cointegración presentado en el apéndice 2 muestra que tales métodos no producen resultados que sugieran tal hecho: permiten aceptar la hipótesis de que las variables son I(1), pero no la de existencia de cointegración.

#### 4. IDENTIFICACION

En esta sección, se presentan especificaciones alternativas de la matriz A en [4] y sus implicaciones para la dinámica de los modelos de dos, tres y cuatro variables.

##### Tipo de interés y déficit (VAR-2)

###### Esquemas de identificación

En el caso de dos variables, sólo hay dos posibles triangulaciones, que aparecen resumidas en el panel superior del cuadro 3. En el esquema 1, la fuente dominante de variación es el déficit público, que afecta al tipo de interés, pero no viceversa. En este caso, es el déficit el que «causa» contemporáneamente los tipos de interés nominales. En el esquema 2, ocurre lo contrario: el tipo de interés «causa» el déficit público.

Cuadro 3

(estadísticos t entre paréntesis)

ESQUEMAS DE IDENTIFICACION (Tipo de interés y déficit)		
ESQUEMA 1	Déficit público $\epsilon_d = v_d$	Tipo de interés $\epsilon_r = \alpha_d \epsilon_d + v_r$
ESQUEMA 2	Tipo de interés $\epsilon_r = v_r$	Déficit público $\epsilon_d = \alpha_r \epsilon_r + v_d$

RESULTADOS	
ESQUEMA 1	$\alpha_d = 0,139$ (0,55)
ESQUEMA 2	$\alpha_r = 0,0828$ (0,55)

#### Resultados

El panel inferior del cuadro 3 contiene la estimación de los esquemas, y el signo del coeficiente  $\alpha$  es en ambos positivo y no significativo. Lo único que esto refleja es una transmisión contemporánea negativa y escasamente significativa entre déficit público y tipo de interés (la variable presupuestaria considerada es «superávit», por lo que el signo es positivo), pero nada dice acerca de la magnitud o de la dinámica de la interacción. Estos últimos aspectos requieren conjugar la estimación del cuadro 3 con la de la varianza del vector de perturbaciones y la del vector de coeficientes  $\beta$ ; esta es precisamente la finalidad de la descomposición de varianza del error de predicción (cuadro 4) y del cálculo de los impulsos-respuesta (8).

Las estimaciones contenidas en el cuadro 4 muestran que la capacidad explicativa del déficit sobre el tipo de interés oscila entre el 0% y el 2%, en función del esquema y del horizonte temporal considerado. Además, la dirección del efecto es en ambos casos negativa, lo que, con independencia de la significatividad de tales efectos (9), permite concluir que el déficit no ha tenido una incidencia positiva sobre el tipo de interés.

En cuanto al efecto del tipo de interés sobre el déficit, en el esquema 1, una subida de los tipos induce a medio-largo plazo un progresivo aumento del déficit, aunque de magnitud muy reducida (cuadro 4, filas 1 y 2). En el esquema 2, la capacidad explicativa del tipo de interés sobre el déficit está en torno al 1% (cuadro 4, filas 3 y 4) y la dirección del efecto es negativa durante todo el horizonte temporal analizado. Justificar este signo no es fácil, pero la magnitud del efecto es tan reducida, que hacerlo carece de interés, aun en el supuesto de que fuera estadísticamente significativo.

Creemos adecuado concluir, por tanto, que el resultado en cuanto al efecto del tipo de interés sobre el déficit es sensible al esquema de ortogonalización elegido, lo que implica que nuestra incertidumbre acerca de tal efecto es tanta como la existente acerca de cuál es el verdadero esquema de identificación; los datos no la resuelven, por lo que tal

Cuadro 4

Descomposición de varianza ( $r - dp$ )

Esquema	Horizonte temporal	Porcentaje de la varianza explicada			
		Déficit Público		Tipo de interés	
		Déficit	Tipo interés	Déficit	Tipo interés
1	1	100	0	1,15	98,84
	6	99,84	0,156	1,83	98,16
2	1	98,84	1,15	0	100
	6	99,38	0,62	0,11	99,89

(8) Razones de espacio nos impiden presentar los impulsos-respuesta. Por el mismo motivo se han omitido los impulsos-respuesta del VAR-3 y del VAR-4. El lector interesado puede acceder a esta información consultando el documento 9220 de la serie de documentos de trabajo del Banco de España.

(9) Esto quita relevancia al hecho de que las descomposiciones se presenten sin bandas de confianza.

incertidumbre permanece. No sucede lo mismo con respecto al efecto del déficit sobre el tipo de interés, ya que ninguno de los esquemas proporciona evidencia de que el primero haya afectado positivamente al segundo. Además, y con independencia del esquema y la variable considerada, la conclusión fundamental no se modifica: la interacción de las variables es muy escasa, y la persistencia temporal de los efectos, alta.

### Tipo de interés, déficit y dinero (VAR-3)

#### Esquemas de identificación

Para el caso de tres variables, de los doce casos posibles, se han barajado cinco alternativas cuyo resumen se refleja en el cuadro 5. Cuando el esquema es «triangular» (esquemas 2 a 5), se decide en primer lugar cuál es la perturbación «dominante» en el sentido de afectar a todas las restantes, pero no viceversa ( $v_h$ ). En el siguiente escalón, la variabilidad se asigna a la perturbación ( $v_j$ ) y al efecto de la perturbación dominante ( $\alpha_h v_h$ ), lo que permite estimar el coeficiente correspondiente ( $\alpha_h$ ). En el último escalón, la variabilidad viene explicada tanto por la propia perturbación ( $v_k$ ) como por el efecto combinado de las perturbaciones de las otras variables ( $\alpha_h v_h, \delta_j v_j$ ), tanto la dominante como la del segundo escalón.

Es importante resaltar que no existe una estructura secuencial propiamente dicha, dado que los diferentes esquemas se refieren solamente a interacciones contemporáneas. Sin embargo, al utilizarse datos con frecuencia anual, puede pensarse en términos secuenciales, considerando que la transmisión tiene lugar a lo largo de diferentes trimestres de un mismo año; esto permite la interpretación económica que se presenta a continuación.

En cada uno de los esquemas de identificación, la fuente dominante de variación (primera columna del cuadro 5) se puede interpretar en términos de cuál es el «jugador» que mueve primero. Así, cuando la innovación del déficit público se transmite contemporá-

Cuadro 5

ESQUEMAS DE IDENTIFICACION (Tipo de interés, déficit y dinero)			
ESQUEMA 1	Déficit público $\epsilon_d = v_d$	Tipo de interés $\epsilon_r = \alpha_d \epsilon_d + v_r$	Dinero $\epsilon_m = \delta_r \epsilon_r + v_m$
ESQUEMA 2 (triangular)	Déficit público $\epsilon_d = v_d$	Tipo de interés $\epsilon_r = \alpha_d \epsilon_d + v_r$	Dinero $\epsilon_m = \delta_r \epsilon_r + \delta_d \epsilon_d + v_m$
ESQUEMA 3 (triangular)	Déficit público $\epsilon_d = v_d$	Dinero $\epsilon_m = \alpha_d \epsilon_d + v_m$	Tipo de interés $\epsilon_r = \delta_d \epsilon_d + \delta_m \epsilon_m + v_r$
ESQUEMA 4 (triangular)	Tipo de interés $\epsilon_r = v_r$	Déficit público $\epsilon_d = \alpha_r \epsilon_r + v_d$	Dinero $\epsilon_m = \delta_r \epsilon_r + \delta_d \epsilon_d + v_m$
ESQUEMA 5 (triangular)	Dinero $\epsilon_m = v_m$	Déficit público $\epsilon_d = \alpha_m \epsilon_m + v_d$	Tipo de interés $\epsilon_r = \delta_d \epsilon_d + \delta_m \epsilon_m + v_r$

neamente a las demás variables, pero no a la inversa, es la política fiscal la que «juega» en primer lugar. Cuando lo hace la innovación sobre cantidad de dinero, es la política monetaria la que domina. Cuando el tipo de interés es la fuente dominante, es el sector privado el que inicia los movimientos.

En los esquemas 1 a 3, la política fiscal es dominante. La diferencia entre los esquemas 1 y 2 consiste en que el segundo es triangular: la perturbación fiscal afecta tanto directa como indirectamente, por la vía del mercado (tipo de interés), a la política monetaria, que es, por consiguiente, de tipo acomodaticio. En el primer caso, no hay tal triangulación y el efecto de la perturbación fiscal en la cantidad de dinero se canaliza a través del mercado, sin existir impacto directo de la política fiscal en la monetaria. En este caso, en contraste con el esquema 2, las autoridades monetaria y fiscal se hallan totalmente separadas entre sí: el esquema más lejano de una situación de coordinación, entre todos los posibles. En el esquema 3, también triangular, la política fiscal afecta inicialmente a la política monetaria, y este efecto, conjunto con el directo, condiciona el comportamiento final de los mercados (tipos de interés), que son los que mueven en último lugar; se trata, por tanto, de un esquema de mayor comunicación entre autoridades, con la fiscal como dominante.

En el esquema 4, los mercados son dominantes, en el sentido de que el tipo de interés nominal es la fuente dominante de variación que se transmite unidireccionalmente y de forma contemporánea al resto de las variables, pero no viceversa. La perturbación en los mercados, unida a shocks fiscales propios, condiciona la variabilidad de la política fiscal, que actúa en segundo lugar; las variaciones de ésta, junto con el efecto directo de las perturbaciones en los mercados y la suya propia, determina la política monetaria.

Finalmente, el esquema 5 representa una situación en la que la política monetaria es dominante, en segundo lugar actúa la autoridad fiscal, y, finalmente, los mercados recogen los efectos directos e indirectos de ambas políticas.

#### Resultados

Los resultados del ejercicio de identificación del VAR-3 con tipo de interés, déficit y *alp* se presentan en el cuadro 6, junto con las descomposiciones de varianza (cuadro 7). Conviene recordar que, bajo la denominación *dp*, representamos perturbaciones sufridas por el superávit, es decir, una caída de *dp* equivale a un aumento del déficit público.

El esquema 1 reproduce el signo de  $\alpha$  obtenido en el VAR-2 y añade un coeficiente  $\delta$  negativo (véase cuadro 6), indicando una incidencia contemporánea negativa del tipo de interés sobre la cantidad de dinero, que puede interpretarse en términos de demanda de saldos (siendo la oferta acomodaticia). Estos mismos signos se reproducen en el esquema 2, en el que se añade un signo positivo del déficit público sobre la cantidad de dinero (en términos de PIB), que podría, en principio, ser indicativo de presión fiscal sobre la cantidad de dinero.

La descomposición de varianza (cuadro 7, filas 1 a 4) muestra, sin embargo, que la reducida magnitud de las interacciones y la persistencia temporal de los efectos vuelven a ser las características fundamentales. En concreto, la incidencia del déficit sobre el tipo de interés es de signo negativo y explica en torno a un 1,75% de su variabilidad (panel central del cuadro 7). El tipo de interés explica menos del 1% de la variabilidad de la

Cuadro 6

(estadísticos t entre paréntesis)

ESQUEMAS DE IDENTIFICACION ( $r - dp - alp$ ): RESULTADOS					
ESQUEMA 1	-	$\alpha_d = 0,172$ (0,67)	$\delta_r = -0,144$ (0,44)		
ESQUEMA 2	-	$\alpha_d = 0,172$ (0,67)	$\delta_r = -0,133$ (0,40)	$\delta_d = -0,11$ (0,25)	
ESQUEMA 3	-	$\alpha_d = -0,131$ (0,30)		$\delta_d = 0,166$ (0,65)	$\delta_m = -0,047$ (0,40)
ESQUEMA 4	-	$\alpha_r = 0,100$ (0,65)	$\delta_r = -0,133$ (0,40)	$\delta_d = -0,130$ (0,25)	
ESQUEMA 5	-	$\alpha_m = -0,027$ (0,30)		$\delta_d = 0,165$ (0,65)	$\delta_m = -0,047$ (0,40)

cantidad de dinero (panel derecho), lo que no es sorprendente dada la amplitud del agregado monetario ALP. Lo mismo sucede con el poder explicativo del déficit público sobre el dinero (panel derecho), sugiriendo que la interpretación apuntada en términos de que la cantidad de dinero haya aumentado en respuesta a presiones fiscales carece de soporte empírico. La sustitución de *alp* por *m2* y la inclusión de la inflación nos darán la oportunidad de elaborar interpretaciones alternativas acerca de la interacción de tipo de interés, déficit y dinero.

El esquema 3 (cuadro 7, filas 5 y 6) confirma los resultados obtenidos en el caso 2, excepto por el hecho de que el impacto del tipo de interés sobre *alp* es ahora inexistente (el efecto contemporáneo va de *alp* hacia *r*, de acuerdo con este esquema de identificación). En cualquier caso, el efecto déficit-tipo de interés vuelve a ser muy pequeño.

Comparando estos resultados con los del VAR-2 (cuadro 4), vemos que, incluso partiendo de esquemas con política fiscal «dominante», el efecto de los shocks fiscales sobre los tipos de interés tiene signo negativo y carácter permanente, pero es cuantitativamente muy pequeño. Este resultado no cambia con la inclusión del agregado monetario *alp* en el VAR-3.

En el siguiente esquema de identificación (esquema 4), donde el tipo de interés es dominante y la autoridad fiscal actúa en segundo lugar, el efecto del déficit público sobre los tipos de interés desaparece (véase cuadro 7, filas 7 y 8). Este resultado es acorde con el obtenido con la versión de este esquema en el VAR-2 (cuadro 4).

Por último, cuando la política monetaria es dominante (esquema 5, cuadro 7, filas 9 y 10), el efecto del déficit sobre los tipos de interés se mantiene en magnitud y signo (efecto negativo). Además, no se aprecia efecto directo de la cantidad de dinero en el déficit público. No hay comparación directa de este esquema con el VAR-2, debido a que, en este caso, la perturbación dominante es la monetaria. Sin embargo, en un segundo escalón, el déficit público se mueve antes que los tipos de interés, por lo que el esquema se aproxima más al de déficit dominante en el caso de dos variables. Es por ello especialmente relevante que, de nuevo en este caso, el impacto del déficit público sobre el tipo de interés vuelva a ser escaso y negativo.

### Sustitución de *alp* por *m2*

Dado que ALP contiene activos financieros que han servido para financiar el déficit público, no era claro a priori que fuera el agregado monetario más adecuado para nuestro análisis, en el sentido de que podría captar excesivo poder explicativo de la variabilidad del déficit oscureciendo la verdadera relación entre déficit y tipo de interés. Esto sugería la necesidad de considerar agregados más estrechos, como M2, que no incluyeran tales instrumentos de financiación. Pero tampoco era claro que un agregado como M2 fuera estrictamente preferible a ALP. Por un lado, en épocas de elevada necesidad de financiación del déficit, su variabilidad puede venir determinada por el proceso de sustitución entre M2 y los activos incluidos en ALP, y no por cambios en la demanda de dinero, lo que podría oscurecer la interpretación en términos de demanda de saldos. Por otro lado, M2 no ha sido la variable de control monetario, de modo que no se puede identificar la política monetaria como su fuente de variabilidad.

Este tipo de consideraciones sugería que pretender un cierto grado de solidez para nuestro análisis requería considerar ambos tipos de agregados monetarios. El cuadro 8 contiene la descomposición de varianza obtenida con *m2* para los esquemas 2 y 5, e ilustra las diferencias y similitudes con respecto al modelo estimado con *alp*. Son las siguientes:

- i) Se mantiene el signo y el reducido grado de interacción de déficit público y tipo de interés (en el esquema 5, el poder explicativo del déficit se incrementa hasta el 5%), lo que refuerza la conclusión de que el déficit público no ha aumentado el tipo de interés ni ha tenido una contribución destacable a su variabilidad durante el período muestral analizado.
- ii) Aparece una clara interacción de dinero y tipo de interés de signo negativo (en torno al 15%). El resultado es razonable, dada la amplitud considerablemente menor de M2 con respecto a ALP.
- iii) Aparece también una interacción suficientemente clara de dinero y déficit (en torno al 8%), que, además, tiene signo negativo (un mayor déficit induce una reducción de la cantidad de dinero). Esto sugiere dos posibles interpretaciones. Por un lado, que el déficit haya sido inflacionario, habiendo inducido al público a desprenderse de activos líquidos para refugiarse en activos financieros con remuneración indiciada o en activos reales. Alternativamente, podría interpretarse desde el lado de la oferta: el déficit ha implicado un desarrollo del sistema financiero, proporcionando instrumentos sustitutivos del dinero. La evidencia no rechaza esta última interpretación, puesto que, como ya hemos comprobado, el déficit no ha afectado a la evolución de *alp* durante el período analizado. Comprobar la plausibilidad de la hipótesis de que el déficit ha sido inflacionario requiere incluir la inflación en el análisis.

### Tipo de interés, déficit, dinero (*alp*) e inflación

Como ya comentamos en la Introducción, la inflación se incluye con el objeto de captar fuentes adicionales de variabilidad procedentes del sector privado que puedan modificar la conclusión acerca del posible impacto del déficit público sobre el tipo de interés. Se han considerado dos esquemas de identificación: el primero, con dominio de

Descomposición de varianza ( $r - dp - alp$ )

Esquema	Horizonte temporal	Porcentaje de la varianza explicada							
		Déficit Público		Tipo de interés		Dinero		Dinero	
		Déficit	Tipo interés	Déficit	Tipo interés	Déficit	Tipo interés	Déficit	Tipo interés
1	1	100	0	1,72	98,27	0,00	0,12	99,25	0,73
	6	99,99	0,00	1,81	98,17	0,00	0,12	99,43	0,55
2	1	100	0	1,72	98,27	0,00	0,35	99,01	0,62
	6	99,99	0,00	1,81	98,18	0,00	0,35	99,18	0,46
3	1	100	0	1,72	97,66	0,61	0,35	99,64	0,00
	6	99,99	0,00	1,81	97,64	0,54	0,35	99,62	0,02
4	1	98,49	1,72	0	100	0	0,23	99,01	0,74
	6	98,49	1,62	0,00	99,99	0,00	0,25	99,18	0,56
5	1	99,64	0,00	1,59	97,66	0,74	0	100	0
	6	99,57	0,00	1,68	97,64	0,66	0,00	99,97	0,02

Cuadro 7

Descomposición de varianza ( $r - dp - m2$ )

Esquema	Horizonte temporal	Porcentaje de la varianza explicada							
		Déficit Público		Tipo de interés		Dinero		Dinero	
		Déficit	Tipo interés	Déficit	Tipo interés	Déficit	Tipo interés	Déficit	Tipo interés
2	1	100	0	1,5	98,49	0,00	8,17	73,91	17,90
	6	99,99	0,00	1,5	98,49	0,00	8,17	73,90	17,91
5	1	91,82	0,00	5,9	79,28	14,81	0	100	0
	6	91,83	0,00	5,9	79,29	14,80	0,00	99,99	0,00

Cuadro 8

las perturbaciones procedentes del sector privado (reflejadas a través de  $\pi$  y  $r$ ), y el segundo, con dominio de la perturbaciones monetarias y fiscales. Los resultados para cada esquema se presentan en el cuadro 9.

El hecho fundamental es que no se producen modificaciones en la relación déficit-tipo de interés, con respecto al modelo VAR-3. Por otra parte, no aparece evidencia clara que soporte la hipótesis de que el déficit haya tenido una incidencia directa sobre la tasa de inflación durante el período muestral analizado: sólo en el segundo esquema el déficit explica un 2%, aproximadamente, de la variabilidad de la inflación. Finalmente, se estima una interacción negativa de inflación y  $alp$  (en torno al 7%), que se atribuye a la inflación en el primer esquema (cuadro 9, panel central derecho, filas 1 y 2), y al agregado monetario en el segundo (cuadro 9, panel derecho, filas 3 y 4). Una interpretación coherente con el primer caso es que la inflación ha inducido sustitución de activos financieros por reales. El segundo caso, menos intuitivo, puede ser consecuencia de que la elasticidad renta de la demanda de dinero sea mayor que la unidad, y no unitaria, como implícitamente recoge la definición de la variable ALP/PIB.

## 5. CONCLUSIONES

La reaparición de los déficit públicos en algunos países, junto con la resistencia a la baja en otros, ha vuelto a despertar el interés por los efectos que sobre el conjunto de una

Cuadro 9

Descomposición de varianza ( $r - dp - alp - \pi$ )

Esquema	Horizonte Temporal	Porcentaje de la varianza explicada							
		Déficit Público				Tipo de interés			
		Déficit	Tipo interés	Dinero	Inflación	Déficit	Tipo interés	Dinero	Inflación
A	1	96,51	1,54	0,00	1,94	0,00	99,90	0,00	0,09
	6	96,54	1,48	0,00	1,96	0,00	99,90	0,00	0,09
B	1	99,95	0,00	0,04	0,00	1,61	97,91	0,46	0,00
	6	99,93	0,00	0,06	0,00	1,67	97,80	0,51	0,00
Esquema	Horizonte Temporal	Porcentaje de la varianza explicada							
		Dinero				Inflación			
		Déficit	Tipo interés	Dinero	Inflación	Déficit	Tipo interés	Dinero	Inflación
A	1	0,23	0,58	92,20	6,97	0,00	0,00	0,00	100
	6	0,20	0,66	91,90	7,21	0,00	0,00	0,01	99,98
B	1	0	0	100	0	2,09	0,09	6,90	90,83
	6	0,00	0,00	99,99	0,00	2,00	0,12	7,42	90,45

Esquema A: triangular  $\pi, r, dp, alp$ .Esquema B: triangular  $alp, dp, r, \pi$ .

economía puedan tener esquemas alternativos de financiación del gasto público. El proceso de discusión sobre la Unión Económica y Monetaria de la CE, además de considerar la interdependencia de políticas fiscales en un contexto de tipos de cambio fijos, hace hincapié sobre la cuestión de la sostenibilidad de los déficit públicos o de la deuda. Por ello, una de las cuestiones que, dentro de este tema, surgen con mayor frecuencia es la que se refiere al efecto que los déficit públicos puedan tener sobre los tipos de interés. Este efecto incide en la interdependencia de la política fiscal y de la monetaria, introduce un elemento de autoalimentación que puede afectar al grado de sostenibilidad de la deuda pública y se convierte en una pieza clave en el mecanismo de transmisión de choques fiscales entre países.

Para la economía española, una primera observación de los datos indicaría que hay una relación positiva entre déficit público y tipo de interés: en los periodos en los que el déficit aumenta, también lo hacen los tipos de interés. Además, la variabilidad de los mismos aumenta ligeramente en el subperíodo de mayor déficit.

En este trabajo, se trata de analizar esta evidencia mediante la especificación, estimación e identificación de modelos de dos (déficit público-tipo de interés), tres (déficit público-tipo de interés-dinero) y cuatro variables (déficit público-tipo de interés-dinero-inflación), con objeto de explorar con mayor profundidad las relaciones mencionadas anteriormente.

La conclusión principal es que, cuando se considera el conjunto del período muestral 1964-1991, tales comovimientos no son el resultado de la interacción del déficit y de los tipos de interés.

La característica fundamental de los modelos bivariantes estimados aquí es el comportamiento básicamente exógeno del déficit y de los tipos de interés. El análisis trivariante atribuye, aproximadamente, un 10% de la variabilidad del déficit y un 15% de la del tipo de interés a perturbaciones monetarias bajo determinados esquemas de identificación, cuando se utilizan agregados monetarios estrechos del tipo M2, pero confirma la ausencia de interacción de política fiscal y tipos de interés. La inclusión de la inflación no modifica este resultado. La sustitución de M2 por ALP, tampoco. Es importante reseñar que esta ausencia de interacción no es sólo consecuencia de la estructura de retardos estimada, sino también de la reducida correlación contemporánea obtenida. De hecho, la ausencia de interacción retardada aumenta la importancia del esquema de identificación utilizado, ya que es éste el que distribuye la responsabilidad de las correlaciones contemporáneas estimadas. El resultado se mantiene frente a cambios en las restricciones de identificación, lo que aumenta su credibilidad. Una interpretación económica del resultado es que la evidencia no refuta la «equivalencia ricardiana». Otra es que puede ser el stock de deuda, y no el flujo que lo alimenta, la magnitud relevante para la determinación del tipo de interés, como señala parte de la evidencia empírica disponible para la economía española [Mauleón y Pérez (1984)].

Por último, dos subproductos se desprenden de nuestro análisis del período 1964-91. Primero: la evidencia sugiere que el déficit público ha podido proveer instrumentos financieros alternativos al dinero, pero, *per se*, esto no ha tenido un efecto directo sobre la inflación. Ese resultado no es incompatible con que el gasto público en sí mismo sea inflacionario (algo que trasciende al objetivo de este papel) tanto por volumen como por las distorsiones que pueda ejercer sobre los mercados. Segundo: los resultados obtenidos bajo distintos esquemas de identificación permiten concluir que la política fiscal no ha dominado a la monetaria en el conjunto del período muestral analizado.

## APENDICE 1: VARIABLES Y FUENTES ESTADISTICAS

Las siguientes variables para el período muestral 1964-91 han sido utilizadas en este trabajo:

<i>PIB</i>	Producto interior bruto a precios de mercado, en ptas. corrientes. Fuente: Contabilidad Nacional.
<i>DFLPIB</i>	Delfactor del PIB. Fuente: Contabilidad Nacional.
<i>CNF</i>	Capacidad/Necesidad de Financiación de las AAPP. Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España.
<i>M2</i>	Media de datos diarios. Fuente: Banco de España.
<i>ALP</i>	Media de datos diarios. Fuente: Banco de España.
<i>r</i>	Tipo de interés nominal a largo plazo: Rendimiento interno de las obligaciones y tipo de interés de la Deuda Pública. Fuente: MOISEES.

Identidades:

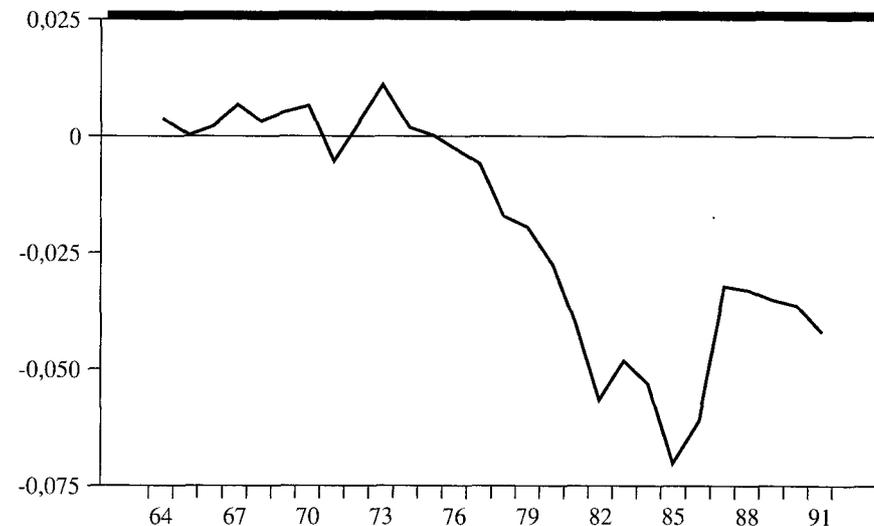
$$dp \equiv CNF/PIB$$

$$m2 \equiv M2/PIB$$

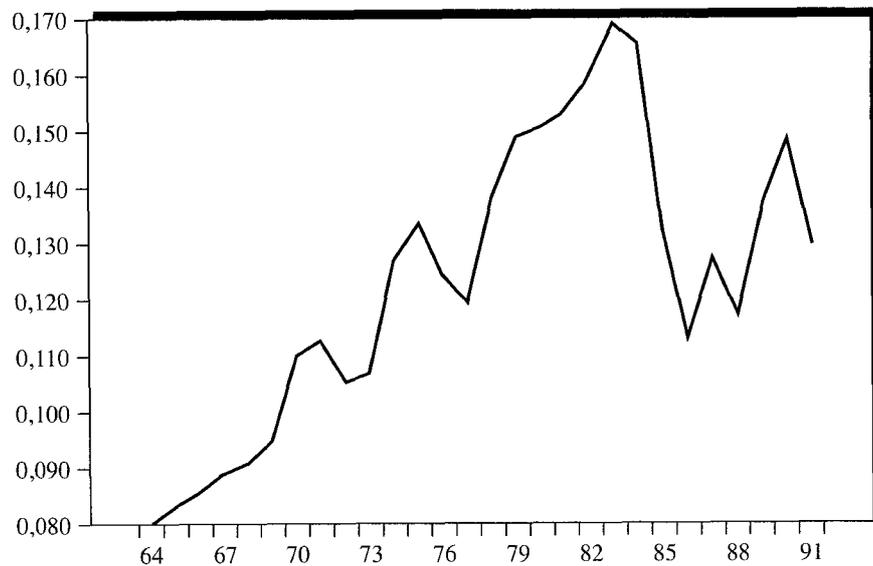
$$alp \equiv ALP/PIB$$

$$\pi \equiv \Delta DFLPIB/DFLPIB$$

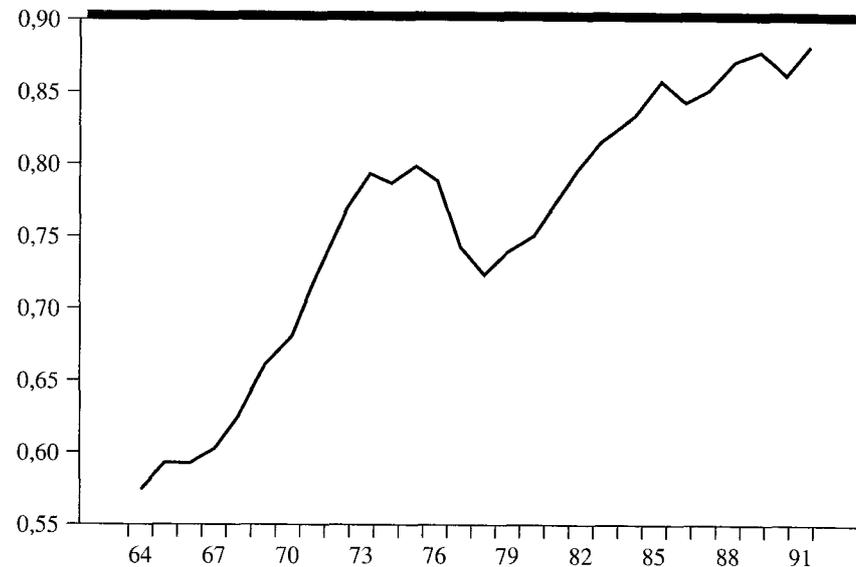
### DEFICIT PUBLICO/PIB NOMINAL



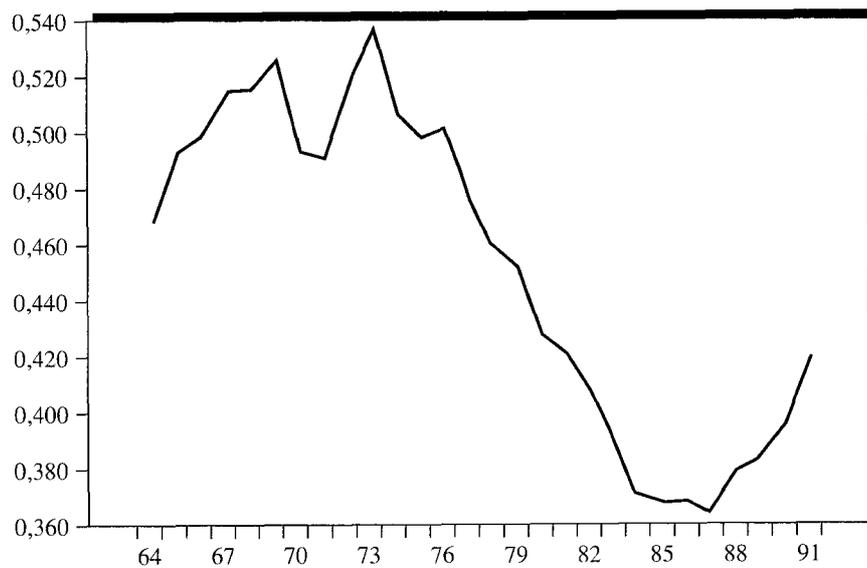
**TIPO DE INTERES NOMINAL**



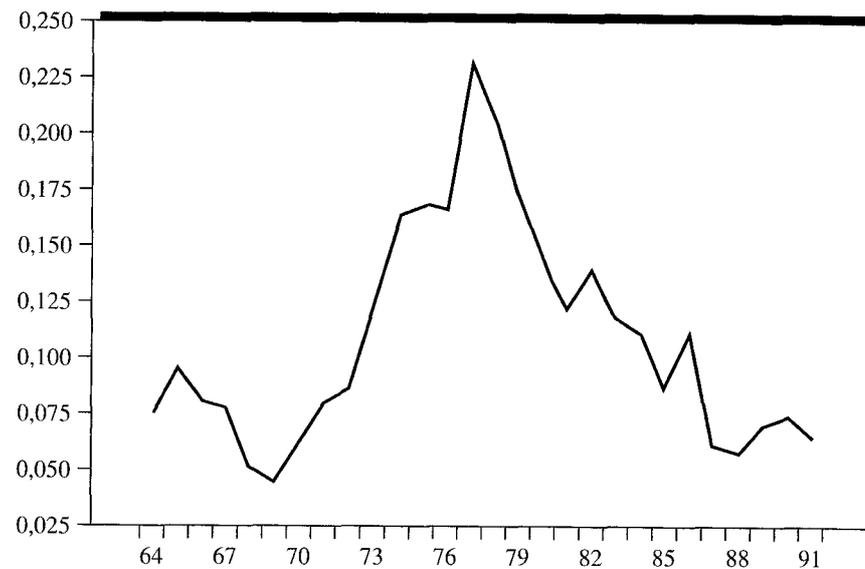
**ALP/PIB NOMINAL**



**M2/PIB NOMINAL**



**TASA DE INFLACION**



**APENDICE 2: ANALISIS DE INTEGRABILIDAD Y COINTEGRACION**

**Integrabilidad**

Seguindo la estrategia sugerida en Dolado, Jenkinson y Sosvilla (1990), se han realizado contrastes Dickey-Fuller de forma secuencial, comenzando con el modelo menos restringido. Los modelos considerados son los siguientes:

$$\Delta y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}t + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \tilde{\epsilon}_t$$

$$\Delta y_t = \mu^* + \alpha^*y_{t-1} + \epsilon_t^*$$

$$\Delta y_t = \hat{a}y_{t-1} + \hat{\epsilon}_t$$

donde «y» es la variable analizada, «t» es una tendencia determinística y «μ» un término constante.  $\epsilon_t$  es iid.

Estos son los resultados obtenidos:

$H_0$	Test	r	dp	m2	alp	$\pi$	Valor crítico (5%)
$\tilde{\alpha} = 0$	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-1,79	-2,01	-2,15	-1,77	-1,29	-3,6
$\tilde{\beta} = 0$	$Z(t_{\tilde{\beta}})$	0,65	-1,66	-2,0	1,23	-0,95	2,85
$\tilde{\mu} = 0$	$Z(t_{\tilde{\mu}})$	1,89	-2,17	2,11	1,91	1,17	3,2
$\tilde{\beta} = 0, \tilde{\alpha} = 0$	$Z(\Phi_3)$	1,98	1,84	2,15	1,89	1,26	7,24
$\tilde{\mu} = 0, \tilde{\beta} = 0, \tilde{\alpha} = 0$	$Z(\Phi_2)$	1,51	1,49	1,52	3,65	0,85	5,68
$\alpha^* = 0$	$Z(t_{\alpha^*})$	-1,98	-1,01	-0,76	-1,59	-1,37	-3,0
$\mu^* = 0$	$Z(t_{\mu^*})$	2,1	-1,38	0,69	1,92	1,22	2,61
$\mu^* = 0, \alpha^* = 0$	$Z(\Phi_1)$	1,74	0,78	0,24	4,48	0,65	5,18
$\hat{a} = 0$	$Z(t_{\hat{a}})$	0,36	-0,28	-0,60	2,38	-0,62	-1,95

El análisis indica que todas las variables son I(1), no siendo preciso incluir ni constante ni tendencia:

$$\Delta y_t = \hat{\epsilon}_t$$

**Cointegración**

Johansen (1989) y Johansen y Juselius (1990) proponen contrastes de cointegración del tipo

$$H_0: s = s_0 \text{ vs } H_1: s_0 < s \leq n$$

donde  $0 \leq s_0 < n$ , n es la dimensión del VAR estimado, y s, el número de vectores de cointegración.

Como se muestra a continuación, la aplicación del contraste a los vectores (r, dp, m2,  $\pi$ ) y (r, dp, alp,  $\pi$ ) da como resultado la aceptación de la hipótesis  $s = 0$ .

$H_0$	VAR con m2 (*)	VAR con alp (*)	Valor crítico
$s = 0$	12,34	37,76	44,6
$s = 1$	16,95	16,95	29,3
$s = 2$	5,10	5,10	16,82
$s = 3$	1,96	1,96	7,71

(\*) Los estadísticos incorporan el ajuste propuesto para pequeñas muestras por Reinsel & Anhn (1988).

**REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS**

ALLEN, S. (1990): «The effect of federal deficits and debt on the tax-adjusted, short-term, real interest rate», *Economics Letters*, 34, pp. 169-173.

ALLEN, S. (1991): «Government borrowing and tax-adjusted real and nominal interest rates», *Applied Economics*, 23, pp. 31-39.

BALLABRIGA, F. C. (1991): «Instrumentación de la metodología VAR», *Cuadernos Económicos de ICE* 48.

BARRO, R. (1974): «Are government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy*, 82, pp. 1.095-1.117.

BARRO, R. (1989): «The neoclassical approach to fiscal policy» en *Modern Business Cycle Theory*, R. Barro ed., Basil Blackwell, Oxford, pp. 178-235.

BARRO, R. (1990): *Macroeconomics*, 3rd edition, Wiley.

BARTER, J. R.; IDEN, G. y RUSSEK, F. (1985): «Federal borrowing and short term interest rates: a comment», *Southern Economic Journal* (5212), pp. 554-559.

BLANCHARD, O. (1985): «Debt, deficits and finite horizons», *Journal of Political Economy*, 46, pp. 857-879.

BLANCHARD, O. (1990): «Suggestions for a new set of fiscal indicators», OECD/OES Working Paper 79.

BRUNNER, K. (1986): «Deficits, interest rates and monetary policy», *Cato Journal*, 5 (1), pp. 709-726.

DARRAT, A. (1989): «Fiscal deficits and long term interest rates: further evidence from annual data», *Southern Economic Journal*, 56 (2), pp. 363-374.

DIAMOND, P. (1965): «National debt in a neoclassical growth model», *American Economic Review*, 55, pp. 1126-50.

DOAN, T.; LITTERMAN, R. y SIMS, C. (1984): «Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions», *Econometric Review*, 3 (1).

DOLADO, J. J.; JENKINSON, T. y SOSVILLA, S. (1990): «Cointegration and unit roots», *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, n.º 3.

EVANS (1985): «Do large deficits produce high interest rates?», *American Economic Review*, 75 (1), pp. 68-67.

EVANS (1987a): «Interest rate and expected future deficits in the US», *Journal of Political Economy*, 95 (11), pp. 34-58.

EVANS (1987b): «Do Budget deficits raise nominal interest rates? Evidence from six countries», *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 281-300.

GOISIS, G. (1989): «Budget deficit and interest rates», *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, 36 (10-11), pp. 887-903.

JOHANSEN, S. (1989): «Estimation and hypothesis testing of Cointegration vectors in gaussian VAR models», Institute of Math. Stat. University of Copenhagen, working paper 89-3.

JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum-Likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-218.

KOLLURI, B. y GIANNAROS, D. (1987): «Budget deficits and short term real interest rate forecasting», *Journal of Macroeconomics*, 9 (1), pp. 109-125.

MAULLÓN, I. y PÉREZ, J. (1984): «Interest rate determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 8420.

- McMILLIN, W. D. (1986): «Federal deficits and short term interest rates», *Journal of Macroeconomics*, 8 (4), pp. 403-422.
- MILLER, P. y ROBERDS, W. (1992): «How little we know about deficit policy effects», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, pp. 2-11.
- MILLER, P. y WALLACE, N. (1985): «International coordination of macroeconomic policies: a welfare analysis», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Spring, pp. 14-32.
- PLOSSER, C. I. (1987): «Fiscal policy and the term structure», *Journal of Monetary Economics*, 9, pp. 325-352.
- RAYMOND, J. L. y PALET, J.: «Factores determinantes de los tipos reales de interés en España: el papel del "déficit esperado" del Sector Público», Documento de Trabajo 50/1989, FIES.
- REINSEIL, G. y AHN, S. (1988): «Asymptotic distribution of the likelihood ratio test for cointegration in the nonstationary VAR model», Technical Report, University of Wisconsin, Madison, Department of Statistics.
- SARGENT, T. y WALLACE, N. (1981): «Some unpleasant monetarist arithmetic», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter.
- SIMS, C. (1986): «Are forecasting models usable for policy analysis?», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter.
- WALLACE, N. (1989): «Some alternative monetary models and their implications for the role of open-market policy», *Modern Business Cycle Theory*, Barro, R. ed. Blackwell, pp. 306-28.