

## DETERMINANTES DEL TIPO DE INTERÉS REAL A CORTO PLAZO EN ESPAÑA\*

JOSÉ MANUEL NOCITO

PABLO COTO

JOSÉ MARÍA SARABIA

Universidad de Cantabria

En el presente trabajo se examinan los determinantes macroeconómicos de los tipos de interés reales españoles a corto plazo utilizando datos trimestrales para el período 1978(I)-1992(IV). La ecuación reducida que se estima parte de un modelo IS-LM en una economía abierta con sector gobierno y movilidad imperfecta de capitales. Se comprueba empíricamente que las entidades que operan en el mercado interbancario no tienen únicamente en cuenta en sus decisiones las pautas de la política monetaria vigentes, recogidas a partir de la variable saldos monetarios reales, sino que en la determinación del tipo de interés de este mercado intervienen además otras variables explicativas como son el déficit público, el tipo de cambio real y el tipo de interés nominal exterior.

*Palabras clave:* tipos de interés reales, corto plazo, modelo IS-LM, déficit público, tipo de cambio real, tipo de interés exterior.

**T**anto tipos de interés nominales como reales constituyen, sin lugar a dudas, dos de las variables más discutidas en la literatura desde el nacimiento de la ciencia económica, siendo su determinación objeto de una amplia controversia. Dado el papel esencial que tienen estas variables en la transmisión de los movimientos del sector monetario hacia el sector real, la comprensión de sus variaciones resulta fundamental para entender el funcionamiento de una economía.

El objetivo de esta investigación es analizar los determinantes macroeconómicos fundamentales del tipo de interés real a corto plazo en España, para lo cual se formula y estima empíricamente una ecuación reducida del tipo de interés. Esta ecuación se deriva de un modelo IS-LM en una economía abierta, con sector gobierno y en un régimen de tipos de cambio fijos, donde se considera que no hay pleno empleo, y los ajustes se realizan mediante variaciones en la cantidad (los precios a corto plazo son rígidos al alza y a la baja), la movilidad de capitales es imperfecta y los impuestos recaen en su totalidad en las economías domésticas y son exógenos. Se trata de un modelo a corto plazo, en el que se suponen constantes el equipo-capital y la técnica, y

---

\* Trabajo parcialmente subvencionado por la DGICYT, proyecto PS93-0115. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias del director, del consejo de redacción y de dos evaluadores anónimos, que han contribuido sustancialmente en la mejora de una versión preliminar del presente trabajo. Asimismo, los autores agradecen los comentarios de A. Argandoña e I. Mauleón.

donde se considera residual el mercado de trabajo, puesto que el volumen de empleo viene condicionado, en principio, por la demanda de mano de obra y por la demanda agregada de bienes. La oferta es capaz de satisfacer cualquier nivel de demanda agregada. La versión reducida del modelo satisface las condiciones de equilibrio de los distintos mercados, una vez introducidas en ellas las relaciones de comportamiento implicadas, y determina simultáneamente los valores de las tres variables endógenas  $Y$ ,  $i$  y  $R$  (el PIB real, el tipo de interés nominal y las reservas exteriores), para los cuales la oferta agregada es igual a la demanda agregada, la oferta de dinero es absorbida por la demanda de liquidez y las reservas exteriores en poder del Banco de España no se alteran; puesto que el nivel general de precios,  $P$ , se supone constante a corto plazo.

En la primera sección se elabora el modelo teórico. En la segunda sección se presenta el modelo ARIMA elaborado con el objetivo de aproximar expectativas de inflación, variable muy relevante para el análisis. Asimismo, en esta segunda sección se exponen los resultados empíricos obtenidos de la aplicación del modelo elaborado al caso de los tipos de interés nominales y reales del mercado interbancario a tres meses. En la tercera y última sección, se exponen las conclusiones del trabajo.

## 1. EL MODELO

El modelo que se desarrolla en esta investigación tiene como "fuentes de inspiración" los ya clásicos trabajos de Sargent (1969) y Feldstein y Eckstein (1970) y otros más actuales de Barth y Russek (1985), Modigliani y Jappelli (1988), Allen (1992), Giannaros y Kolluri (1987 y 1989), Findlay (1990), y Howe y Pigott (1992). Puesto que el modelo a contrastar se refiere a la economía española, se han tenido en cuenta los diferentes trabajos desarrollados en este ámbito. En los últimos años han surgido en España algunos trabajos empíricos en torno a los factores determinantes de los tipos de interés. Así, el trabajo de Pérez (1977) sobre los rendimientos de las obligaciones y su relación con la demanda de depósitos constituye probablemente el punto de partida, en España, de los trabajos que combinan análisis teórico con estimaciones empíricas. Posteriormente, los trabajos de Mauleón y Pérez (1985) y Mauleón (1987, 1989) amplían el estudio a los tipos interbancarios a 1 mes, tipos de interés de deuda pública a más de 2 años y rendimiento de las obligaciones industriales. En el primero de estos trabajos Mauleón y Pérez estudian el impacto del déficit público y de los tipos exteriores sobre los tipos de interés nominales domésticos. En el segundo y tercer trabajos Mauleón extiende el período de estudio dos años y medio más e incorpora nuevas variables para explicar los tipos de interés nominales, como el excedente y la demanda de crédito empresarial. Otro trabajo relevante en este campo es el de Raymond y Palet (1990), en el que los autores plantean como objetivo explicar la evolución de los tipos reales de interés a largo plazo a partir de tres variables: déficit público, política monetaria y rentabilidad de la inversión. Este trabajo utiliza datos anuales para el período 1966-1986, y emplea el déficit cíclicamente ajustado en sus diferentes estimaciones. Estos autores utilizan como variable a explicar una serie del tipo de interés real a largo plazo aproximada por la tasa de rentabilidad interna de las obligaciones eléctricas y la media de la inflación corriente respecto a los tres años posteriores. Una revisión crítica de la literatura española se encuentra en Mauleón (1991). Un estudio econométrico de los determinantes del tipo interbancario a 3 meses puede verse en Aznar *et al.* (1991). Recientemente, Esteve y Tamarit (1993, 1994) elaboran un modelo que permite explicar los determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España. Ballabriga y Sebastián (1993) estiman modelos con

dos y tres variables, con objeto de detectar relaciones entre el déficit público, los tipos de interés nominales y la cantidad de dinero. Este último trabajo no llega a detectar una interrelación clara entre los tipos de interés nominales y el déficit público. Finalmente, Calvo y Mauleón (1993) presentan una exposición gráfica sobre los determinantes del tipo de interés.

El modelo propuesto puede considerarse un caso particular del modelo de Mundell (1963) en un régimen de tipos de cambio fijos y cuando la movilidad internacional de capital no es perfecta, y viene dado por las siguientes relaciones:

a) *Tipos de Interés Nominales*

*Sector de Bienes y Servicios*

$$\left\{ \begin{array}{l} Y + M = C + I + G + X \quad [1] \\ C = a(Y-T) + b \quad 0 < a < 1, b > 0 \quad [2] \\ I = -gr + l \quad g > 0, l > 0 \quad [3] \\ G = G_0 \quad [4] \\ T = T_0 \quad [5] \\ M-X = \lambda Y - \mu \theta_0 + \gamma \quad \lambda > 0, \mu > 0, \gamma > 0 \quad [6] \end{array} \right.$$

*Sector Monetario*

$$\left\{ \begin{array}{l} M_s = \bar{M}_0 + \sigma R \quad \sigma > 0 \quad [7] \\ M_d = \alpha Y - \beta i \quad \alpha > 0, \beta > 0 \quad [8] \\ M_s = M_d \quad [9] \end{array} \right.$$

*Sector Exterior:*

$$\left\{ \begin{array}{l} (M-X) + (C_x - C_M) + R = 0 \quad [10] \\ C_x - C_M = v - \phi (i - i^*) \quad \phi > 0 \quad [11] \end{array} \right.$$

*Ecuación de Fisher:*

$$\left\{ \begin{array}{l} i_t = r_t + \pi_t^e \quad [12] \end{array} \right.$$

donde  $Y, C, I, G, T, \theta_0, \bar{M}_0, M_d, \sigma, (M-X), (C_x - C_M), R, i, r, i^*, \pi^e$  son, respectivamente, el nivel de producción real, el consumo, la inversión, el gasto público, los impuestos, el tipo de cambio (fijo), la parte de la cantidad de dinero que es exógena a los intercambios exteriores del período, la demanda de dinero, el multiplicador de la base mo-

netaria (que afecta al movimiento de reservas exteriores), las exportaciones netas, el saldo de la balanza de capitales, las reservas exteriores, el tipo de interés nominal, el tipo de interés real, el tipo de interés nominal exterior y la tasa de inflación esperada<sup>1</sup>. En este modelo existe un mecanismo de ajuste automático expresado mediante la incorporación del término ( $\sigma R$ ) en la ecuación que define la oferta monetaria. Así, en la medida en que tenga lugar un saldo no nulo de la balanza de pagos, el aumento (o reducción) de las reservas de divisas en la cantidad de dinero interna (mediante el multiplicador bancario) producirá alteraciones de la demanda agregada y del tipo de interés.

El equilibrio en el mercado de bienes y servicios se concreta en la ecuación ( $IS$ ) entre la producción y el tipo de interés:

$$Y = \frac{1}{\lambda} \bar{A} - \frac{a}{1+\lambda-a} T_0 + \frac{1}{1+\lambda-a} G_0 + \frac{\mu}{1+\lambda-a} \theta_0 - \frac{g}{1+\lambda-a} i + \frac{g}{1+\lambda-a} \pi^e$$

donde  $\bar{A} = -\gamma + b + l$ . Para simplificar, puede suponerse una propensión al consumo no muy alejada de la unidad<sup>2</sup>, obteniéndose como aproximación la siguiente ecuación ( $IS$ ):

$$Y = \frac{1}{\lambda} \bar{A} + \frac{1}{\lambda} \frac{(G_0 - T_0)}{DP} + \frac{\mu}{\lambda} \theta_0 - \frac{g}{\lambda} i + \frac{g}{\lambda} \pi^e \quad [13]$$

donde  $DP$  representa el déficit público. En el sector monetario, la ecuación de equilibrio se expresa mediante una relación entre tres variables endógenas:

$$\bar{M}_0 + \sigma R = \alpha Y - \beta i \quad [14]$$

de donde sustituyendo [13] en la ecuación [14], puede obtenerse el nivel de reservas exteriores que equilibra simultáneamente los mercados de dinero y de bienes y servicios:

$$\sigma R = \alpha \left[ \frac{1}{\lambda} \bar{A} + \frac{1}{\lambda} DP + \frac{\mu}{\lambda} \theta_0 - \frac{g}{\lambda} i + \frac{g}{\lambda} \pi^e \right] - \beta i - \bar{M}_0$$

desarrollando se obtiene:

$$R = \frac{\alpha}{\sigma \lambda} \bar{A} + \frac{\alpha}{\sigma \lambda} DP + \frac{\mu \alpha}{\sigma \lambda} \theta_0 - \left( \frac{g \alpha}{\sigma \lambda} + \frac{\beta}{\sigma} \right) i + \frac{g \alpha}{\sigma \lambda} \pi^e - \frac{1}{\sigma} \bar{M}_0 \quad [15]$$

Si se parte del principio de que los movimientos de capitales con el exterior se determinan esencialmente por el diferencial de tipos de interés interno y exterior, y admitiendo que los tipos exteriores son exógenos, el equilibrio en términos reales de la balanza de pagos puede expresarse de la siguiente forma:

$$\lambda Y - \mu \theta_0 + \gamma + v - \phi(i - i^*) + R = 0$$

(1) Para simplificar la notación, se designa por  $\pi^e$  la expectativa, realizada al final de período  $t-1$ , sobre el valor de la tasa de inflación en el período  $t$ . Es decir:

$${}_{t-1}\pi_t^e \equiv \pi_t^e$$

(2) Este supuesto ha sido adoptado por Raymond y Palet (1989), pág. 152 y puede justificarse en Argandoña y García-Durán (1992), pág. 23, donde se muestra que las familias españolas gastan en consumo cerca del 90% de su renta disponible durante el período de estudio considerado.

luego:

$$i = \frac{\lambda}{\phi} Y - \frac{\mu}{\phi} \theta_0 + \frac{\gamma}{\phi} + \frac{v}{\phi} + \frac{1}{\phi} R + i^* \quad [16]$$

sustituyendo en [16] los respectivos valores de las variables endógenas se obtiene:

$$i = \frac{\lambda}{\phi} \left[ \frac{1}{\lambda} \bar{A} + \frac{1}{\lambda} DP + \frac{\mu}{\lambda} \theta_0 - \frac{g}{\lambda} i + \frac{g}{\lambda} \pi^e \right] - \frac{\mu}{\phi} \theta_0 + \frac{\gamma}{\phi} + \frac{v}{\phi} + \frac{1}{\phi} \left[ \frac{\alpha}{\sigma \lambda} \bar{A} + \frac{\alpha}{\sigma \lambda} DP + \frac{\mu \alpha}{\sigma \lambda} \theta_0 - \left( \frac{g \alpha}{\sigma \lambda} + \frac{\beta}{\sigma} \right) i + \frac{g \alpha}{\sigma \lambda} \pi^e - \frac{1}{\sigma} \bar{M}_0 \right] + i^* \quad [17]$$

de donde se obtiene la siguiente ecuación reducida del tipo de interés nominal a corto plazo:

$$i = \psi_0 + \psi_1 DP + \psi_2 \theta_0 + \psi_3 \pi^e - \psi_4 \bar{M}_0 + \psi_5 i^* \quad [18]$$

donde  $\psi_0, \psi_1, \dots, \psi_5$  son constantes. A partir de la ecuación [18] se deduce que el nivel del tipo de interés nominal de equilibrio depende positivamente de la demanda autónoma  $\bar{A}_i$ ; del déficit público  $DP$ ; del tipo de cambio  $\theta_0$ ; de la tasa de inflación esperada  $\pi^e$  y del tipo de interés nominal exterior a corto plazo  $i^*$ ; y negativamente de la cantidad de dinero  $\bar{O}_i$  (variable que recoge las pautas de la política monetaria).

### b) Tipos de Interés Reales

Del modelo anterior puede igualmente derivarse una ecuación reducida del tipo de interés real a corto plazo. Para ello, sustituimos la ecuación [12] por sus respectivos valores en las ecuaciones [8] y [11], a partir de lo cual, desarrollando el modelo, podemos despejar del mismo una ecuación reducida para el tipo de interés real en la forma:

$$r = \zeta_0 + \zeta_1 DP + \zeta_2 \theta_0 - \zeta_3 \pi^e - \zeta_4 M_0 + \zeta_5 i^* \quad [19]$$

donde  $\zeta_0, \zeta_1, \dots, \zeta_5$  son constantes. A diferencia del modelo anterior, la variable explicativa  $\pi^e$  afecta negativamente al tipo de interés real contemporáneamente. En este caso, partiendo de la definición del tipo de interés nominal de la ecuación [12], si los tipos de interés nominales no se ajustan completamente a la tasa de inflación esperada<sup>3</sup>, las variaciones de esta última variable producen variaciones de signo contrario en los tipos de interés reales.

## 2. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta segunda sección se exponen los resultados de la aplicación del modelo teórico a los tipos de interés nominales y reales del mercado interbancario español a tres meses.

(3) En otras palabras, si no se cumple la hipótesis *fisheriana* de efecto inmediato de la inflación esperada sobre los tipos de interés nominales, con tipos reales constantes.

En primer lugar, se elaboran series de inflación esperada<sup>4</sup> con objeto de calcular datos de tipos de interés reales a corto plazo. Asimismo, se elaboran los valores esperados de otras variables que teóricamente pueden ser relevantes para explicar el comportamiento de los tipos de interés reales. Finalmente, se comentan los resultados más relevantes de las estimaciones realizadas.

### 2.1. Modelos ARIMA para la determinación de las series de inflación

Se plantea el problema de que los tipos de interés reales no son observables directamente en los mercados financieros, por lo que la obtención de series de esta variable requiere estimar previamente la tasa de inflación esperada en el futuro, con objeto de descontarla de los tipos de interés nominales y obtener el rendimiento real esperado de una inversión financiera, o el coste real del endeudamiento (factor determinante a la hora de orientar las decisiones de los agentes económicos). Una práctica utilizada muy frecuentemente en la literatura económica consiste en aproximar la inflación futura esperada por la inflación efectivamente registrada en el período de estimación. Esto implica aceptar el supuesto de que los mercados son eficientes y que los agentes económicos aciertan en sus previsiones. Sin embargo, esta forma de obtener los tipos reales únicamente es correcta si la tasa de inflación viene generada por un paseo aleatorio, de forma que los errores de previsión no son ni importantes ni sistemáticos, sin que muestren una correlación significativa con la información disponible en cada período. De no ser así, es decir, si la serie de la tasa de inflación contiene un componente estructural<sup>5</sup>, este método de obtener los tipos reales es inadecuado por la presencia de errores de predicción sistemáticos. En estas circunstancias, la pauta de comportamiento reflejada en la parte sistemática de la series debe proporcionar una información que será utilizable en el proceso de formación de expectativas de inflación de los agentes económicos. Por este motivo, en esta investigación, en la línea de los trabajos de Schwert (1981), Mishkin (1984), Fama y Gibbons (1984) y Hafer y Hein (1985) realizados para el caso de Estados Unidos, se pretende recoger, mediante modelos ARIMA estacionales multiplicativos<sup>6</sup>, los diferentes mecanismos de formación de expectativas de inflación en España.

La serie de la tasa de inflación en España ha sido estimada por este procedimiento mediante datos trimestrales para el período de estudio 1978 (I)-1992 (IV). Esta serie se ajusta al siguiente modelo univariante multiplicativo:

$$\nabla \nabla_4 \pi_t = (1-0,6651B) (1-0,6048 B^4)e_t \quad [20]$$

(5,11)                      (4,92)

$$SEE = 26,84 ; \sigma_e = 0,71 ; Q(4) = 12,793$$

(4) La tasa de inflación es la del IPC y está calculada como tasa de variación intertrimestral.

(5) Tal es el caso de las series del IPC en España y en un conjunto representativo de países industrializados (índice a partir del cual se calculan los deflatores de precios utilizados en esta investigación), como muestra De los Llanos Matea (1993). Por lo que la vía de identificar inflación esperada con la realizada no permite obtener series fiables de tipos de interés reales.

(6) Si bien la metodología Box-Jenkins tiende a infravalorar las relaciones entre variables, atribuyendo en exceso a factores explicados por la propia evolución pasada de la variable, elementos que vendrían determinados por el comportamiento de otras variables, no se puede negar la calidad de las extrapolaciones elaboradas con este tipo de modelos.

que corresponde a un *ARIMA* (0,1,1) x (0,1,1)<sub>4</sub>, ajustado mediante la metodología Box-Jenkins (1970).

## 2.2. *Contraste empírico del modelo*

En esta sección se contrasta la validez empírica del modelo teórico previamente especificado para explicar el comportamiento de los tipos de interés nominales y reales a corto plazo, tratando de aunar teoría y observaciones empíricas. En el cuadro 1 se presentan los resultados de las estimaciones del modelo [18], ajustado por mínimos cuadrados ordinarios, al caso español. Se ha seleccionado como representativo del tipo de interés a corto plazo el tipo de las operaciones interbancarias a tres meses<sup>7</sup>, y se han utilizado datos trimestrales de la economía española durante el período 1978 (I)-1992 (IV)<sup>8</sup>.

En un esfuerzo por intentar recoger adecuadamente la influencia de los factores determinantes del tipo interbancario y conocer la capacidad predictiva del modelo, las estimaciones han sido realizadas con datos sin desestacionalizar, tal como aconseja la práctica econométrica.

Es sabido que en ausencia de cointegración las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios proporcionan estimadores inconsistentes de los parámetros relevantes, pudiendo dar lugar a relaciones espurias; en especial, si se trata de variables tendenciales. Con objeto de estudiar la posible existencia de raíces unitarias en los residuos de las estimaciones, se ha incluido el estadístico de Dickey-Fuller (*DF*). Este contraste, junto con los de correlación serial no parecen confirmar la existencia de estas raíces unitarias. Las estimaciones han sido igualmente sometidas a los contrastes estadísticos usuales, entre los que se incluye normalidad de los residuos, heterocedasticidad dinámica y autocorrelación serial. El primer estadístico Durbin-Watson (*DW*)

(7) Se trata de un mercado que ha estado tradicionalmente restringido a un grupo reducido de instituciones del sistema bancario y al que no tenían acceso la mayoría de los inversores. Sin embargo, en años recientes ha crecido ostensiblemente el número de intermediarios financieros que operan en dicho mercado. Entre ellos, por ejemplo, pueden citarse: las Sociedades mediadoras del mercado de dinero, los Fondos de inversión mobiliaria, los Fondos de inversión en activos del mercado de dinero, las Sociedades de crédito hipotecario, etc.

(8) A pesar de los cambios que supone en el entorno económico y financiero durante el período de estudio la incorporación de España a la CEE y al SME, dicho período puede ser considerado como homogéneo en la medida que dicha integración se ha producido en unas condiciones iniciales de imperfecta movilidad de capitales y de desmantelamiento progresivo de la protección arancelaria. Por otra parte, la entrada en el mecanismo de cambios del SME no supuso una modificación drástica de la política cambiaria del Banco de España, puesto que desde finales de los años 70 éste ya venía tomando cada vez más las monedas europeas como punto de referencia de su política cambiaria. En efecto, antes de 1979, el objetivo de las autoridades monetarias respecto al tipo de cambio se centró en el seguimiento de la evolución del mismo frente a los países desarrollados; a partir de esta fecha, el énfasis se puso en tratar que la peseta siguiese a la cotización de la Unidad de Cuenta Europea (ECU). De esta forma, el tipo de cambio efectivo nominal frente a los países de la CEE ha sido aquel que menos ha fluctuado en media anual. El cambio institucional que supuso la integración en la CEE acentuó dicha política cambiaria, las autoridades monetarias prestaron aún mayor atención a la estabilidad del tipo de cambio frente a los países europeos. Por este motivo, a pesar de que la mayor integración europea ha incrementado la importancia de los factores exteriores en la determinación de los tipos de interés internos, la alteración institucional que tuvo lugar durante el período no invalida la utilidad de los modelos presentados para realizar ejercicios de predicción.

**Cuadro 1: ESTIMACIONES DEL TIPO DE INTERÉS NOMINAL A CORTO PLAZO  
(MERCADO INTERBANCARIO A 3 MESES)**

Ecuación 1.1

$$i_t = 0,4413 DP_t + 0,1152 \theta_t + 1,2516 \pi_t^e - 0,6441 M_t + 0,4563 i_t^* +$$

(2,0721) (7,6622) (3,0866) (-1,8078°) (2,3017)

$$+ 8,0664 D83(II) + 9,9764 D83(III) + 8,5293 D83(IV) +$$

(4,2550) (5,1487) (4,4696)

$$+ 6,2063 D87(II) + 4,3794 D87(III)$$

(3,0866) (2,2539)

$R^2 = 0,57$	$Q(4) = 11,17$
$R^2 = 0,48$	$Bera-Jarque = 0,25$
$\sigma_e = 1,85$	$ARCH(1) = 0,56$
$SSE = 155,27$	$ARCH(2) = 0,28$
$DW = 1,66$	$ARCH(3) = 0,57$
$F = 6,73$	$ARCH(4) = 0,59$
$T = 55 [1979(II)-1992(IV)]$	$DF(k=0) = -5,00; DW = 2,17$

Ecuación 1.2

$$i_t = 0,3924 DP_t + 0,1154 \theta_t + 1,2938 \pi_t^e - 0,5698 M_t + 0,4194 i_t^* +$$

(1,9895) (8,3012) (3,4497) (-1,7275°) (2,2867)

$$+ 7,1527 D83(II) + 9,1872 D83(III) + 8,4463 D83(IV) +$$

(4,0731) (5,1132) (4,7849)

$$+ 6,7578 D87(II) + 4,7451 D87(III) + u_t$$

(4,5896) (2,6301)

$$u_t = (1-0,4182 B^2)e_t$$

(2,9819)

$R^2 = 0,64$	$Q(4) = 3,28$
$R^2 = 0,56$	$Bera-Jarque = 0,41$
$\sigma_e = 1,71$	$ARCH(1) = 0,16$
$SSE = 129,86$	$ARCH(2) = 0,66$
$DW = 1,70$	$ARCH(3) = 1,04$
$F = 11,68$	$ARCH(4) = 1,24$
$T = 55 [1979(II)-1992(IV)]$	

donde:  $DP = CrSP$ ;  $\theta = \bar{\theta}_{CE}$ ;  $M = MI$ ;  $i^* = i_{Euromercado}$

*Notas:* Entre paréntesis figuran los estadísticos "t" (el signo o denota significación del coeficiente al nivel del 5%).  $Q(4)$  es el contraste *Box-Pierce* sobre correlación serial hasta orden 4. El indicador de expectativas de inflación  $\pi^e$  utilizado se obtiene a partir de las previsiones generadas por el modelo ARIMA elaborado en la sección 2.1. La variable  $CrSP$  representa el total del crédito interno concedido por el sistema crediticio y los mercados monetarios al sector público. La variable  $CrSP$  aproxima el efecto del déficit público ( $DP$ ). También se ha aproximado el efecto del déficit público por la variable definida por el cociente  $CrSP / CrTOT$ , esta última variable es una *ratio* que representa la proporción del crédito interno concedido al sector público por el sistema financiero respecto al crédito interno total ofrecido por el sistema crediticio y los mercados monetarios.



incluido en la tabla de resultados es el que se refiere a las ecuación del modelo, mientras que el segundo es el de la regresión utilizada para computar el estadístico  $DF$ .

A la hora de estimar las especificaciones del tipo de interés nominal se han tenido en cuenta las características univariantes de la serie que va a estudiarse. La evolución temporal del tipo de interés interbancario a 3 meses parece mostrar una gran inercia durante el período de estudio, esta serie presenta un importante escalón entre el año 1983 y 1984, y otro, aunque de menor importancia, a mediados del año 1987. Estas fechas marcan dos momentos, a lo largo del período de estudio, en los cuales el tipo de interés interbancario a tres meses es particularmente alto y que pueden calificarse de extraordinarias, a tenor de la trayectoria<sup>9</sup> seguida hasta entonces por dicho tipo de interés. En concreto, el pico que presenta la serie en 1983 puede explicarse porque en este período la autoridad monetaria impuso una mayor disciplina en su política<sup>10</sup>, con el fin de recobrar la credibilidad de los mercados en la política antiinflacionista; restricción monetaria que abrió el camino al posterior descenso de los tipos de interés del mercado interbancario. Por otra parte, en 1987, los tipos de interés nominales de este mercado experimentaron un agudo y rápido fenómeno alcista, interrumpiendo el proceso de reducción que, apoyado en los avances conseguidos en el control de la inflación, venía registrándose desde 1983. En el segundo trimestre de 1987 tuvo lugar una fuerte expansión de la demanda de crédito del sector privado, unida a un elevado recurso del sector público al Banco de España para financiar su déficit y a un desbordamiento del objetivo de crecimiento monetario previsto<sup>11</sup>. La autoridad monetaria intentó controlarlo con los instrumentos de que disponía, es decir, los tipos de interés de los préstamos de regulación monetaria, lo que presionó al alza el tipo de interés interbancario (dada la fuerte interrelación entre ambos tipos de interés)<sup>12</sup>.

(9) Esta constatación tiene presente que la trayectoria seguida por los tipos de interés en este segmento de mercado muestra fuertes oscilaciones, mayores que en los mercados a plazos más largos.

(10) Nótese que, hasta 1983, el objetivo intermedio de la política monetaria era la tasa de crecimiento de las disponibilidades líquidas o M3; a partir de entonces, debido a las dificultades de control monetario, la autoridad monetaria abandonó el seguimiento de M3 como objetivo intermedio y empezó a utilizar una variable más amplia: los ALP (que incluía muchos de los activos que el público prefería como sustitutivos de los depósitos).

(11) Se produjo una desviación de más de 6 puntos porcentuales en el crecimiento de los ALP respecto al objetivo central inicialmente establecido. Desde que se practicaba en España una política de control de cantidades, el año 1987 ha sido el primero en que se registró un amplio desbordamiento del límite superior de la banda de objetivos. Este hecho hizo que la política monetaria adquiriese, en 1987, un carácter marcadamente restrictivo (para conseguir el ambicioso objetivo de reducción de la inflación establecido en el 5%), que hizo que en los meses centrales del año los tipos de interés reales a corto plazo alcanzasen el nivel más elevado del período estudiado. Estas tensiones, con menor intensidad y algunos retrasos, se transmitieron a los demás instrumentos y plazos (ver Informe Anual del Banco de España, 1987).

(12) Durante 1987, el conflicto entre la política monetaria y la política cambiaria alcanzó una intensidad notable. La política de tipo de cambio seguida durante años anteriores tendente a evitar una excesiva apreciación de la peseta frente a las monedas de la CEE entró en frecuente contradicción con los requerimientos de mantener el control de los ALP y procurar el cumplimiento de los objetivos. De hecho, las autoridades monetarias se vieron frecuentemente enfrentadas al dilema de mantener el control de los agregados monetarios, con perjuicio para mantener el objetivo establecido de tipo de cambio, frente a la posibilidad de tener que aceptar un cierto desbordamiento de las magnitudes, con el fin de evitar tensiones excesivas en los mercados de cambios. En efecto, una política monetaria de carácter marcadamente restrictivo generaba subidas en los tipos de interés que atraían capitales del exterior y presionaron al alza sobre la peseta. Esta situación llevó a conti-

Para tener en cuenta estas situaciones puntuales de fuerte restricción monetaria se ha optado por introducir en las ecuaciones, junto a las variables explicativas formuladas en el modelo, diversas variables ficticias correspondientes a los períodos 1983 (II), 1983 (III), 1983 (IV), 1987 (II) y 1987 (III) para recoger estos valores atípicos de la serie<sup>13</sup>. Estas variables presentan en todos los casos unos coeficientes positivos y altamente significativos.

Una lectura cuidadosa del estadístico  $Q(4)$  en la ecuación 1.1 del Cuadro 1 indica un problema de dependencia en los residuos, debido a las desviaciones de la estacionalidad no explicadas por el modelo. Para corregir este problema, se ha procedido a reestimar la ecuación incluyendo un modelo ARIMA para los residuos, que muestra la presencia de una estructura de medias móviles estacional de orden dos.

En los gráficos 1 y 2 se muestran los ajustes de las ecuaciones estimadas. Los resultados son muy similares cuando se utiliza un tipo de cambio medio frente a la Comunidad Europea, y los tipos de cambio respectivos de la peseta frente al Marco alemán, Libra esterlina y Franco francés.

En todos los casos, los coeficientes estimados de las variables explicativas presentan el signo esperado a partir del modelo teórico propuesto en la sección 2.

(i) El déficit público parece influir positivamente sobre el nivel de los tipos de interés. Esta relación se entiende en la medida que una política fiscal expansiva se traduce en un incremento de la demanda agregada y de la renta que llevará a un empeoramiento del saldo de la cuenta corriente. Ahora bien, el exceso de demanda de dinero provocará una elevación de los tipos de interés en el mercado financiero interno, lo que tenderá a inducir una mayor entrada (menor salida) de capitales y mejorará el saldo de dicha balanza. Por consiguiente, la renta y el tipo de interés aumentan, pero no está claro lo que sucederá con el saldo de la balanza de pagos y las reservas de divisas.

(ii) Las alteraciones del tipo de cambio<sup>14</sup> parecen afectar con el mismo signo a los tipos de interés nominales. En efecto, si se produce una devaluación, o una depreciación del tipo de cambio dentro de los límites de fluctuación establecidos por las autoridades monetarias, se produce un abaratamiento de los precios de los productos nacionales respecto a los exteriores (empeoramiento de la relación real de intercambio) que tenderá a aumentar la producción y la renta internas (la curva IS se desplaza a la derecha), así como a mejorar la balanza de pagos (la curva BP se desplaza también a la derecha)<sup>15</sup>. El incremento de la producción induce, a su vez, un aumento de la de-

---

nuas intervenciones en el mercado de divisas para evitar excesivas apreciaciones de la moneda, que aumentaban las reservas y dificultaban el control monetario. Esta situación exigía nuevas intervenciones del Banco de España en los mercados de activos de caja para esterilizar el crecimiento excesivo de la base monetaria, que acababan repercutiendo en mayores tensiones sobre los tipos de interés del mercado interbancario. La intensidad de estos círculos viciosos hicieron que las autoridades monetarias decidieran imponer mecanismos de control de cambios (además de ampliar la base del coeficiente de caja).

(13) Variables que toman el valor 1 desde el segundo trimestre de 1983 hasta el final de dicho año y en el segundo y tercer trimestres de 1987, y 0 en el resto.

(14) Téngase presente que, aunque se razona en un modelo de tipos de cambio fijos, éstos no son nunca completamente fijos y son susceptibles de revisión, lo que justifica su inclusión como variable independiente en el modelo.

(15) Suponiendo que los valores de las elasticidades de importaciones y exportaciones respecto al tipo de cambio sean lo suficientemente elevadas como para confiar en que una devaluación mejorará el saldo de la balanza de pagos.

Gráfico 1: AJUSTE DE LA ECUACIÓN 1.1.

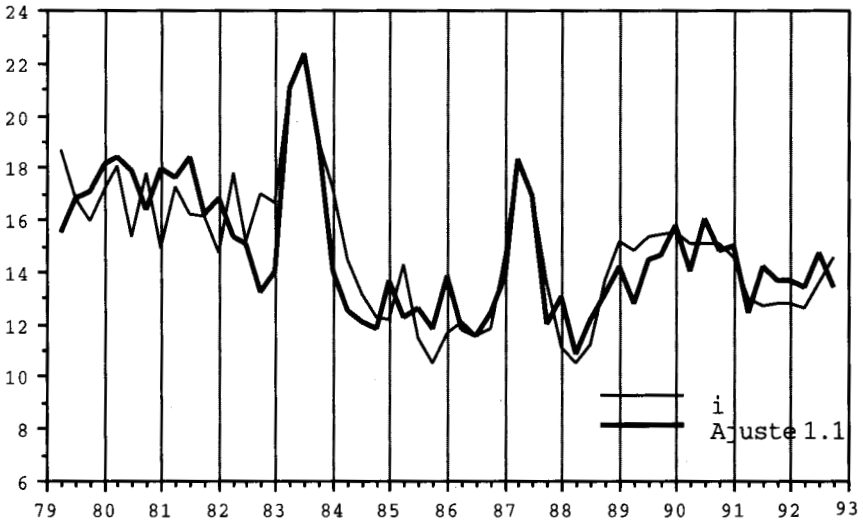
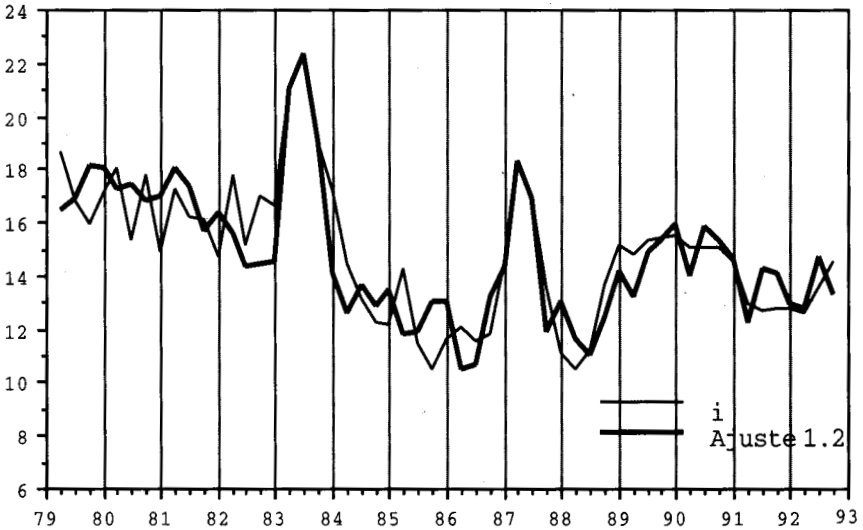


Gráfico 2: AJUSTE DE LA ECUACIÓN 1.2.



manda de liquidez que, si la oferta monetaria no se altera (excluyendo intervenciones compensatorias de la autoridad monetaria), presionará al alza sobre el tipo de interés y generará una entrada de capital que contribuye a la mejora del saldo de la balanza de pagos. Esta mejora hará que aumenten las reservas exteriores y la base monetaria interna, con el consiguiente desplazamiento a la derecha de la curva LM. El efecto positivo final sobre el tipo de interés dependerá en último extremo de las respectivas elasticidades de las curvas IS-LM.

Los incrementos de la tasa de inflación esperada influyen, aparentemente, de modo positivo en los tipos de interés nominales del modelo. A partir de la ecuación de Fisher éste se define como la suma del tipo de interés real y de la tasa de inflación esperada, por lo que un incremento de la misma hará que disminuyan inicialmente los tipos de interés reales<sup>16</sup> y aumente la demanda de inversión; lo que incrementa el nivel de la renta real y el tipo de interés (la curva IS se desplaza hacia la derecha), y deteriora el saldo de la balanza corriente. Por otra parte la elevación del tipo de interés interno producirá una entrada neta de capital hacia el país que mejora el saldo de la balanza de capitales. Por consiguiente, según sea el saldo neto de la balanza de pagos, la incorporación (o deducción) de reservas exteriores afectará a la base monetaria y, a través del mecanismo de ajuste automático expresado en el modelo mediante la incorporación del término ( $\sigma R$ ) en la oferta de dinero, a la función LM (en ausencia de operaciones de esterilización). En consecuencia, no puede decirse *a priori* cual será el desplazamiento final de la curva de balanza de pagos y de la curva LM. El tipo de interés y la renta aumentan en función del tamaño del desplazamiento relativo y de las pendientes de las funciones LM y BP<sup>17</sup>.

(iii) Las variaciones de la cantidad de dinero y crédito parecen sugerir variaciones de signo contrario en los tipos de interés en el período corriente<sup>18</sup>. Cabe esperar que, al menos en el corto plazo, una política monetaria expansiva haga que se incremente la demanda agregada y se reduzcan los tipos de interés (desplazamiento a la derecha de la curva LM). El incremento de demanda estimulará las importaciones, para una misma relación de precios exteriores, con lo que el saldo de la cuenta corriente tenderá a empeorar. Por su parte, la reducción del tipo de interés estimulará una menor

---

(16) Evidentemente, la importancia del efecto de esta variable en el modelo dependerá del grado de desarrollo de los mercados financieros en cuestión y de en qué medida las variaciones la tasa de inflación esperada se incorporan en los tipos nominales.

(17) El valor del tipo de interés vendrá determinado, en último extremo, por el grado de movilidad y en función de las pendientes positivas relativas de las respectivas funciones LM y BP. El valor de la pendiente de la curva BP viene determinado por el grado de libertad existente para los movimientos de capital a nivel internacional. Cuanto más reducida sea la movilidad de capitales, tanto mayor será la pendiente de la BP; mientras que la pendiente de la LM depende, a su vez, de la elasticidad de la demanda de dinero respecto al tipo de interés. En el caso extremo, no considerado en nuestro modelo, de que la movilidad de capitales fuese perfecta, la función BP se convertiría en horizontal, dado que una pequeña variación del tipo de interés interno respecto al internacional puede suponer un movimiento de capital de tal magnitud que compense el déficit o superávit alcanzado en la balanza por cuenta corriente. Por otra parte, esta hipótesis de perfecta movilidad de capitales requiere no sólo libertad absoluta de los movimientos de capital, sino también plena integración de los mercados financieros nacionales y sustituibilidad perfecta entre activos financieros denominados en diferentes países. Supuestos un tanto irrealistas durante el período de estudio analizado en la presente investigación.

(18) Puede ser que, pasado cierto lapso de tiempo, el efecto tienda a ser del mismo signo, debido a la probable inflación inducida por el crecimiento monetario.

entrada (o mayor salida) de capitales a largo plazo, lo cual tenderá a empeorar la cuenta de capitales. Ambos efectos deterioran el saldo de la balanza de pagos. Ante este déficit exterior, se registrarán pérdidas de reservas exteriores que, si las autoridades no intervienen compensatoriamente (incrementando algunos de los demás factores de creación de base monetaria), provocarán un endurecimiento de las condiciones monetarias y la curva LM se desplazará progresivamente hacia la izquierda. Luego la disminución de las reservas conduce a un nivel de equilibrio monetario caracterizado por una menor disminución del tipo de interés. Lo contrario sucederá si se produce una política monetaria contractiva.

(iv) El tipo de interés a corto plazo exterior<sup>19</sup> parece producir un efecto del mismo signo sobre el tipo de interés interno. Bajo el supuesto de movilidad imperfecta de capitales<sup>20</sup>, un aumento del tipo de interés exterior inducirá flujos de capitales hacia el exterior (menor entrada o mayor salida de capitales), debido a la disminución que genera en el diferencial de intereses respecto al exterior. Estos movimientos de capital harán que empeore la cuenta de capitales y tenga lugar un desplazamiento hacia arriba y hacia la izquierda de la función BP. Por otra parte, la disminución de las reservas exteriores, originada por el empeoramiento del saldo de la balanza de capitales, provocará una reducción de la masa monetaria interna (en función de cual sea el valor de  $\sigma$ , multiplicador del dinero bancario que afecta a los movimientos de reservas exteriores). De esta forma, la curva LM se desplazará progresivamente hacia arriba y a la izquierda. Ambos desplazamientos conducirán a una elevación del tipo de interés en el mercado financiero interno, lo que tenderá, posteriormente, a inducir una mayor entrada (menor salida) de capitales. Asimismo, el aumento de los tipos de interés hará que se reduzca la demanda agregada (desplazándose a la izquierda la curva IS), lo que disminuirá las importaciones, para una misma relación de precios exteriores, con lo que se generará un presión favorable sobre el saldo de la cuenta corriente. Estos efectos inducidos tenderán a atenuar la subida de los tipos de interés domésticos y a mejorar el saldo de la balanza de pagos. El grado de aumento sobre los tipos de interés dependerá, como en casos anteriores, de las pendientes respectivas de las funciones IS, LM y BP.

Los Cuadros 2 y 3 muestran los resultados del contraste empírico de la ecuación reducida [19], explicativa de los tipos de interés reales<sup>21</sup>. Siguiendo la línea de los tra-

(19) Para el caso español, el tipo de interés nominal exterior que se ha considerado relevante en las estimaciones empíricas es un tipo promedio de los tipos de interés a corto plazo de tres países europeos: Alemania, Reino Unido y Francia (ver Apéndice). La elección de este tipo de interés exterior es arbitraria, pero se considera que modificar el número de países, o introducir ponderaciones en los diferentes tipos de interés exteriores, no afectará en gran medida a los resultados obtenidos.

(20) Este supuesto de imperfecta movilidad de capitales resulta fácil de admitir durante el período de estudio considerado, a pesar de los avances conseguidos en los últimos años en todos los países a través del proceso de desregulación de los mercados de capitales. En España y en otros países, la existencia de trabas legales a la movilidad de capital a corto y largo plazo, los costes de información, la heterogeneidad de activos, los diferentes tratamientos fiscales de las plusvalías, etc, introducen dificultades al proceso de integración de los mercados caracterizada por una movilidad creciente pero imperfecta de capitales. La hipótesis acerca del grado de libertad existente para los movimientos de capital a nivel internacional incidirá decisivamente en la pendiente de la curva BP.

(21) Como se ha mencionado anteriormente, el tipo de interés real se obtiene descontando la tasa de inflación al tipo de interés nominal. Si bien, en puridad de conceptos, el descuento debe realizarse utilizando la inflación futura esperada (ver Raymond y Palet (1989), pp.149) Los detalles sobre el cálculo de los tipos de interés reales pueden encontrarse en el Apéndice.

---

Cuadro 2: ESTIMACIONES DEL TIPO DE INTERÉS REAL A CORTO PLAZO

---

Ecuación 2.1

$$r_t = 0,528 DP_t + 0,1354 \theta_t - 3,2830 \pi_t - 0,8286 M_t + 0,4213 i_t^* +$$

(2,4302)	(7,4398)	(-8,4748)	(-2,3503)	(2,5768)
----------	----------	-----------	-----------	----------

$$+ 7,8463 D83(II) + 10,1919 D83(III) + 6,3483 D83(IV) +$$

(3,3134)	(4,3086)	(2,5875)
----------	----------	----------

$$+ 6,2063 D87(II) + 4,3794 D87(III)$$

(3,0866)	(2,2539)
----------	----------

$\bar{R}^2 = 0,77$

$R^2 = 0,74$

$\sigma_e = 2,34$

$SSE = 285,52$

$DW = 1,25$

$F = 24,57$

$T = 60 [1978(I)-1992(IV)]$

$Q(4) = 8,04$

$Bera-Jarque = 5,00$

$ARCH(1) = 0,04$

$ARCH(2) = 1,16$

$ARCH(3) = 0,18$

$ARCH(4) = 0,12$

$DF(k=0) = -4,98; DW = 1,64$

Ecuación 2.2

$$r_t = 0,3851 DP_t + 0,1416 \theta_t - 3,4818 \pi_t - 0,6453 M_t + 0,3877 i_t^* +$$

(1,9000)	(8,1786)	(-9,2614)	(-1,9674)	(2,5759)
----------	----------	-----------	-----------	----------

$$+ 7,3540 D83(II) + 10,0551 D83(III) + 6,4741 D83(IV) + u_t$$

(3,3767)	(4,6211)	(2,8661)
----------	----------	----------

$$u_t = (1-0,4256 B)e_t$$

(3,2010)
----------

$\bar{R}^2 = 0,81$

$R^2 = 0,78$

$\sigma_e = 2,15$

$SSE = 236,29$

$DW = 1,90$

$F = 26,80$

$T = 60 [1978(I)-1992(IV)]$

$Q(4) = 2,31$

$Bera-Jarque = 3,17$

$ARCH(1) = 0,02$

$ARCH(2) = 0,70$

$ARCH(3) = 0,71$

$ARCH(4) = 0,47$

donde:  $DP = CrSP$ ;  $\theta = \bar{\theta}_{CE}$ ;  $M = M1$ ;  $i^* = i_{Euromercado}$

---

Notas: Las expectativas de inflación  $\pi^e$  se aproximan mediante la tasa de inflación efectivamente observada  $\pi^l$  (hipótesis de expectativas racionales extremas).

Cuadro 3: ESTIMACIONES DEL TIPO DE INTERÉS REAL A CORTO PLAZO

Ecuación 3.1

$$r_t = 0,9381 DP_t + 0,0917 \theta_t - 3,0628 \pi_t^e - 1,2422 M_t + 0,6749 i_t^* +$$

(4,3365) (5,9809) (-7,4097) (-3,4654) (3,2569)

$$+ 8,0516 D83(II) + 9,2012 D83(III) + 8,9514 D83(IV)$$

(3,9792) (4,4562) (4,3939)

$\bar{R}^2 = 0,79$	$Q(4) = 7,01$
$R^2 = 0,76$	Bera-Jarque = 2,91
$\sigma_e = 1,98$	ARCH (1) = 0,40
SSE = 185,09	ARCH (2) = 0,59
DW = 1,43	ARCH (3) = 0,58
F = 25,76	ARCH (4) = 0,47
T = 55 [1979(II)-1992(IV)]	DF (k = 0) = -4,25; DW = 1,80

Ecuación 3.2

$$r_t = 0,8106 DP_t + 0,1003 \theta_t - 3,4047 \pi_t - 1,0898 M_t + 0,6751 i_t^* +$$

(3,9066) (6,4811) (-7,4644) (-3,1992) (3,3880)

$$+ 7,4058 D83(II) + 9,4037 D83(III) + 8,7654 D83(IV) + u_t$$

(3,8538) (4,7641) (4,5306)

$$u_t = (1 - 0,3460 B)e_t$$

(2,1191)

$\bar{R}^2 = 0,82$	$Q(4) = 4,06$
$R^2 = 0,78$	Bera-Jarque = 4,97
$\sigma_e = 1,88$	ARCH (1) = 0,77
SSE = 163,32	ARCH (2) = 1,05
DW = 1,86	ARCH (3) = 0,65
F = 25,77	ARCH (4) = 0,62
T = 55 [1979(II)-1992(IV)]	

donde: DP = CrSP;  $\theta = \bar{\theta}_{CE}$ ; M = M1;  $i^* = i_{Euromercado}$

Notas: La tasa de inflación esperada  $\pi^e$  se aproxima a partir de las previsiones generadas por el modelo ARIMA elaborado en la sección 2.1.

bajos de Giannaros y Kolluri (1989) y Findlay (1990), el modelo referido ha sido estimado por dos vías diferentes de obtención de los tipos de interés reales: i) una identifica la inflación esperada con la pasada (considerando la hipótesis de expectativas racionales extremas); ii) otra utiliza un indicador de expectativas de inflación construido mediante las previsiones generadas por el modelo ARIMA [20], presentado en la sección anterior.

En el Cuadro 2 se muestran los resultados de las estimaciones por mínimos cuadrados de los tipos reales ajustados por la inflación corriente, mientras que en el Cuadro 3 aparecen los contrastes del modelo realizados para los tipos reales obtenidos descontando la tasa de inflación esperada extraída del modelo univariante. Todos los coeficientes estimados presentan los signos esperados a partir de la expresión del modelo teórico [19]. A diferencia del Cuadro 1, aquí los resultados empíricos parecen confirmar el efecto negativo y altamente significativo de la variable inflación sobre los tipos de interés reales; lo que parece indicar que los tipos de interés nominales no se ajustan contemporáneamente y de forma completa a las variaciones de la tasa de inflación (corriente o esperada)<sup>22</sup>.

Como en el caso del tipo de interés nominal, un análisis detallado de las funciones de autocorrelación total y parcial de los residuos de las ecuaciones de los Cuadros 2 y 3 muestra la existencia de un problema de dependencia en los residuos, debido a la estacionalidad, la modelización del residuo en estas ecuaciones refleja una estructura de medias móviles de orden uno y permite corregir este problema en la gran mayoría de los casos.

En los gráficos 3 a 6 se muestran los mejores ajustes obtenidos del contraste estadístico realizado para el caso de los tipos de interés reales. Si se considera de forma alternativa un tipo de cambio nominal medio respecto a la Comunidad Europea, el tipo de cambio nominal de la peseta frente al Marco alemán, a la Libra esterlina, y al Franco francés, los resultados son muy similares.

### 3. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido ofrecer desde una perspectiva macroeconómica los determinantes de los tipos de interés a corto plazo en España (operaciones interbancarias a tres meses). Con este propósito se ha propuesto un modelo teórico en un régimen de tipos de cambio fijos y con movilidad imperfecta de capitales, cuya solución ha permitido llegar a unas expresiones en forma reducida de los tipos de interés nominales y reales a corto plazo en función de una serie de variables explicativas. Se ha llegado a una especificación que incluye, además de variables explicativas internas –el déficit público, la política monetaria y las expectativas de inflación–, factores de índole exterior, como el tipo de cambio nominal y el tipo de interés nominal exterior. Estas funciones han sido objeto de una posterior contrastación empírica por mínimos cuadrados ordinarios para el período 1978(I)-1992(IV).

Con el objetivo de comprobar si los resultados empíricos son sensibles a la *proxy* de inflación esperada utilizada y, en una línea diferente a la seguida por otros trabajos,

---

(22) Aunque la inflación tiene un efecto significativo sobre los tipos de interés nominales, queda claro que la hipótesis *fisheriana* de efecto inmediato e igual a la unidad de la inflación esperada sobre estos últimos (con tipos reales constantes) no se cumple.



Gráfico 3: AJUSTE DE LA ECUACIÓN 2.1.

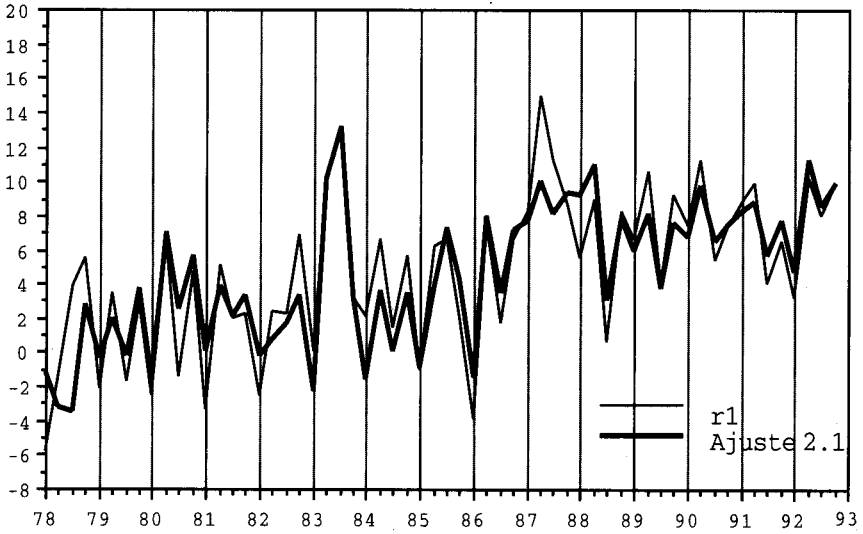


Gráfico 4: AJUSTE DE LA ECUACIÓN 2.2.

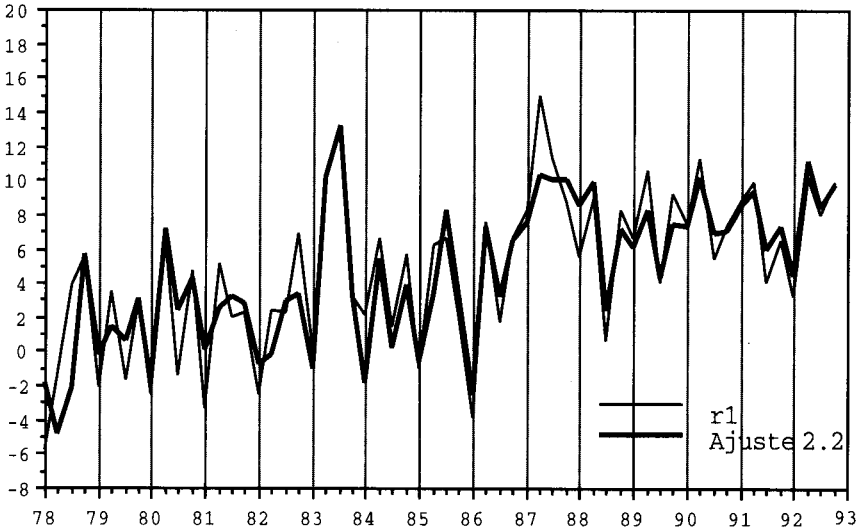


Gráfico 5: AJUSTE DE LA ECUACIÓN 3.1.

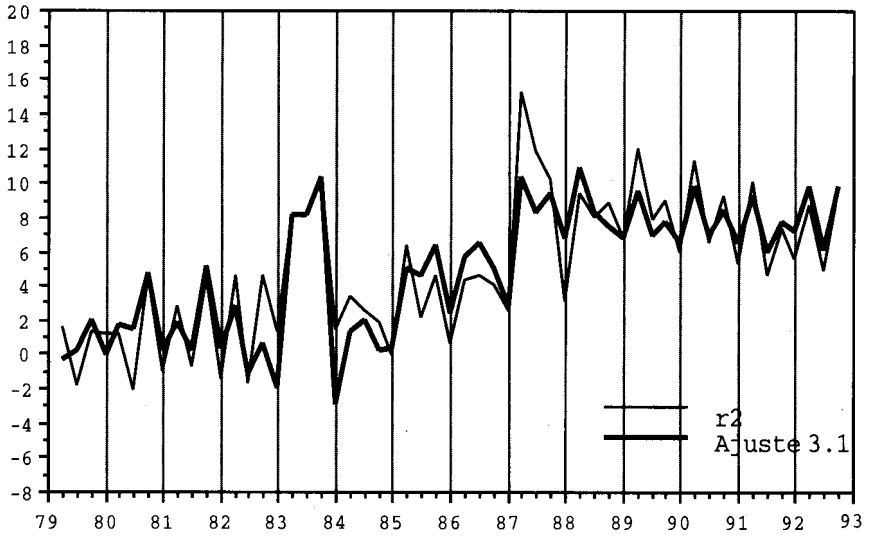
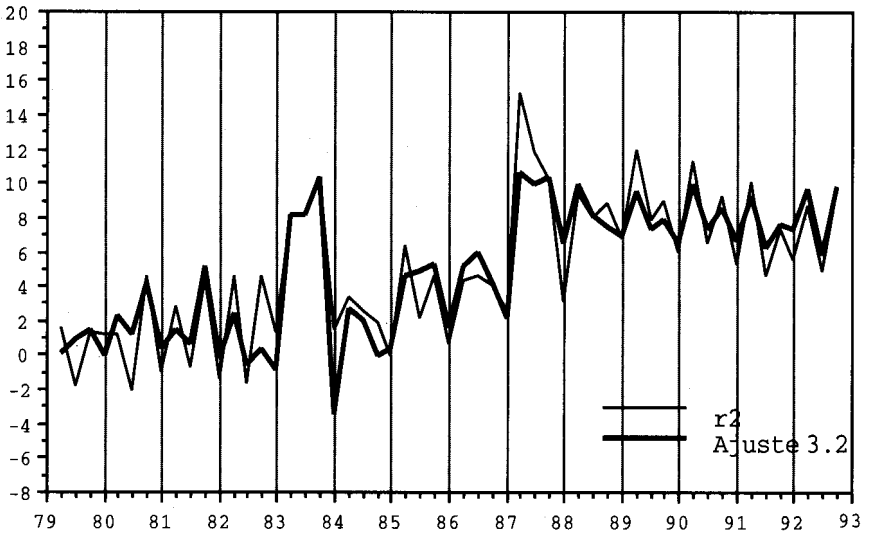


Gráfico 6: AJUSTE DE LA ECUACIÓN 3.2.



en esta investigación se ha optado por utilizar dos vías alternativas de aproximar las expectativas de inflación (y, por consiguiente, de calcular los tipos de interés reales). En primer lugar, se ha identificado la tasa de inflación esperada con la realmente observada, considerando la hipótesis de expectativas racionales extremas; en segundo lugar, se ha construido un indicador de expectativas de inflación utilizando las previsiones generadas por un modelo univariante. El modelo ARIMA ajustado permiten mostrar que esta variable no viene generada por un proceso puramente aleatorio, sino que contiene un patrón estocástico de regularidad que confiere un carácter "racional" a las previsiones de inflación obtenidas por esta vía y que permite ofrecer series fiables de tipos de interés reales.

Los resultados de la contrastación empírica son globalmente consistentes con el modelo de partida propuesto [18], siendo sometidos a una amplia batería de contrastes entre los que se incluyen los estadísticos de Box-Pierce, Bera-Jarque y ARCH de heterocedasticidad dinámica.

Las estimaciones realizadas parecen sugerir la existencia de causalidad en sentido positivo del déficit público, el tipo de cambio, la tasa de inflación esperada y el tipo de interés exterior en los tipos de interés nominales, y de signo contrario de la cantidad de dinero. A diferencia del modelo anterior y conforme a la ecuación reducida [19], la evidencia empírica muestra un efecto negativo de las expectativas de inflación en los tipos de interés reales. Los coeficientes estimados de esta variable no parecen apoyar empíricamente la hipótesis de Fisher para el caso español.

Las estimaciones no parecen mostrar sensibilidad a la elección del tipo de interés real considerado como variable dependiente y, por consiguiente, a la elección de la *proxy* de expectativas de inflación tomada como referencia. Para el modelo y el período contrastado, los signos y la significación de las variables explicativas no parecen verse influidos por estos factores.

La metodología empleada en esta investigación puede considerarse una aportación al caso español, en la medida en que se combinan técnicas Box-Jenkins para estimar los valores esperados de la tasa de inflación, al estilo de Schwert (1981), Fama y Gibbons (1984) y Hafer y Hein (1985), con el enfoque econométrico tradicional, dentro de la línea propuesta por Barth y Russek (1985), Modigliani y Jappelli (1988), Giannaros y Kolluri (1987 y 1989) y Findlay (1990).

Los resultados empíricos obtenidos permiten recoger algunas de las tareas aún pendientes a la luz de los principales trabajos realizados hasta la fecha sobre la determinación de los tipos de interés en España. Entre ellas, cuatro de las cuestiones consideradas decisivas en torno a la estimación de modelos para tipos de interés, como son: la elaboración de nuevas series de tipos de interés, la inclusión en el modelo de variables explicativas exteriores, relacionadas con el entorno económico en el que se sitúa la economía española, la relación de causalidad entre déficit público y tipo de interés, y la contrastación de la hipótesis de Fisher.

#### APENDICE: DEFINICIONES Y FUENTES UTILIZADAS:

En este apéndice se explica cómo se han obtenido los datos utilizados en las diferentes estimaciones. Existen dos fuentes estadísticas clave para proceder a una investigación de estas características: la publicación "Main Economic Indicators" de la OCDE y los Boletines Económicos y Estadísticos del Banco de España.

Con respecto a la primera fuente, cabe señalar que la información proporcionada permite establecer comparaciones homogéneas entre los diferentes países considerados. En lo que respecta a la segunda fuente, cabe destacar que ofrece la base estadística más amplia y detallada para el caso español.

A pesar de que los conceptos y las definiciones utilizados para la elaboración de las estadísticas son raramente idénticos entre países (pudiendo incorporar importantes diferencias metodológicas), los datos que recoge el "Main Economic Indicators" se consideran, por lo general, lo suficientemente similares como para poder ser utilizados como medio de comparación aceptables entre países<sup>23</sup>. Con este propósito de uniformizar la información, determinadas series contenidas en dicha publicación y utilizadas en este trabajo (como, por ejemplo, el IPC) se expresan en índices cuya base es la misma para todos los países<sup>24</sup>.

Las series consideradas en este estudio son originales<sup>25</sup> y abarcan el período comprendido entre el primer trimestre de 1978 y el cuarto trimestre de 1992. Se dispone, pues, de un máximo de cincuenta y seis datos trimestrales para cada una de las series históricas. La selección del tipo de interés nominal a corto plazo representativo para el caso español se ha realizado en función de la disponibilidad de datos y del grado de desarrollo de los mercados al que hace referencia dicho tipo de interés.

A continuación se presentan las variables utilizadas y su tratamiento estadístico.

##### *Variable: i*

*Definición:* Tipo de interés nominal a corto plazo. En esta investigación se ha seleccionado como representativo del corto plazo en el mercado interno el tipo de interés de los préstamos del mercado interbancario de depósitos a tres meses<sup>26</sup>. La serie estadística del tipo de interés nominal se ha elaborado a partir de datos mensuales que son, a su vez, medias aritméticas de datos diarios. Se considera como dato trimestral el correspondiente al último mes del trimestre.

*Fuente:* OCDE: "Main Economic Indicators" y Boletines Estadísticos del Banco de España.

##### *Variable $\pi^e$ :*

*Definición:* Tasa de inflación esperada (variable *a priori* no observable). Siguiendo la línea propuesta por Findlay (1990), en esta investigación se han ensaya-

---

(23) El MEI se nutre, en gran parte, de la información proporcionada por los Bancos Centrales de los países miembros, lo que permite acceder, a través de una sola publicación, a una información de primera magnitud para establecer comparaciones coherentes entre países. De otra manera, sería preciso acudir a los Boletines Estadísticos respectivos de los Bancos Centrales para obtener series

(24) Los índices se expresan en la base 1985=100.

(25) Por consiguiente, se ha trabajado con series no corregidas de las variaciones estacionales.

(26) Los elevados volúmenes de contratación registrados en el mercado interbancario español a tres meses avalan la representatividad de dicho tipo de interés.

do dos vías alternativas de aproximar empíricamente las expectativas de inflación de los agentes económicos: i) mediante la inflación realmente observada (hipótesis de expectativas racionales extremas); ii) a partir de las previsiones de inflación generadas por el modelo de series temporales presentado en la sección 2.1.

*Fuente:* OCDE: "Main Economic Indicators" y elaboración propia.

*Variable:*  $r$

*Definición:* Tipo de interés real a corto plazo. El cálculo de esta variable se ha realizado a partir de la siguiente ecuación:

$$\frac{C(1+i)}{1+\pi^e} = C(1+r)$$

donde  $i$  es el tipo de interés nominal a corto plazo (operaciones interbancarias a tres meses),  $r$  es el tipo de interés real a corto plazo;  $C$  representa el valor del capital inicial. La inflación que se descuenta  $\pi^e$  es la inflación esperada.

Despejando en la expresión anterior, y en función de la tasa de inflación esperada considerada (corriente o prevista a partir del modelo ARIMA), se obtienen las series respectivas del tipo de interés real a corto plazo<sup>27</sup>:

$$r = \frac{1+i}{1+\pi^e} - 1$$

*Fuente:* Boletines Estadísticos del Banco de España, OCDE: "Main Economic Indicators" y elaboración propia.

*Variable:*  $\theta$

*Definición:* Tipo de cambio nominal. Se han ensayado dos formas alternativas de aproximar el efecto de esta variable. Por una parte, un tipo de cambio nominal medio frente a la Comunidad Europea ( $\bar{\theta}_{CE}$ ), elaborado a partir de una media aritmética de los tipos de cambio nominales de la peseta frente a tres monedas<sup>28</sup>: Marco alemán, Libra esterlina y Franco francés.

Por otra parte, se han utilizado directamente en los contrastes empíricos los tipos de cambio bilaterales respectivos de la peseta respecto al Marco alemán ( $\bar{\theta}_{AU}$ ), Libra esterlina ( $\bar{\theta}_{RU}$ ) y Franco francés ( $\bar{\theta}_{FR}$ ).

Los datos extraídos se obtienen a partir de los tipos de cambio nominales mensuales, considerando como dato trimestral el correspondiente al último mes del trimestre<sup>29</sup>.

*Fuente:* OCDE: "Main Economic Indicators"

(27) La obtención de series de tipos de interés reales requiere la homogeneización previa de la serie de inflación con los datos disponibles de los tipos de interés nominales ofrecidos en las publicaciones mencionadas. Por consiguiente, se ha procedido a su anualización ( $\pi^A$ ) mediante el cálculo siguiente:

$$\pi^A = [(1 + \pi^T)^4 - 1] \times 100$$

(28) La ausencia de datos históricos no ha permitido asignar un esquema de ponderaciones a dichos tipos de cambio acorde con la importancia de los flujos comerciales y financieros de España con cada uno de estos países.

(29) Las series de tipos de cambio nominales provienen de la publicación "Main Economic Indicators" de la OCDE y vienen expresados en número de unidades monetarias de un país necesa-

*Variable: M*

*Definición:* Oferta monetaria<sup>30</sup>. Se han utilizado dos definiciones alternativas de cantidad de dinero. La primera hace referencia a un agregado estrecho (*M1*), que incluye el efectivo en manos del público más los depósitos a la vista (en bancos, cajas de ahorro y cooperativas de crédito). La segunda definición es la relativa a un agregado amplio, los Activos líquidos en manos del Público<sup>31</sup> (*ALP*), e incluyen los componentes de *M1* más los depósitos de ahorro y a plazo en el sistema bancario, los empréstitos (bonos de caja y de tesorería y títulos hipotecarios) de la banca privada, cajas de ahorro, cooperativas de crédito y bancos oficiales, las cesiones temporales de deuda pública (pagarés y letras del Tesoro y deuda del Estado) y de otros activos, las operaciones de seguro de las cajas de ahorro, los pagarés y letras del Tesoro en manos del público.

Las series se expresan en términos corrientes (miles de millones de pesetas) y se obtienen a partir de datos mensuales, considerando como dato trimestral el correspondiente al último mes del trimestre.

---

rias para comprar un dólar de EE.UU. Los tipos de cambio bilaterales de la peseta respecto a las monedas de estos tres países han sido obtenidos mediante cálculos matemáticos elementales.

(30) En pureza de conceptos, la variable monetaria que interviene en el modelo teórico propuesto en la sección 1 de esta investigación se trata en realidad de una definición de cantidad de dinero interno una vez deducida de la misma el efecto de las variaciones exteriores. No obstante, las reservas de divisas constituyen un componente proporcionalmente poco significativo, por lo que podemos aproximar empíricamente la variable monetaria por los agregados *M1* o por *ALP* [ver Mauleón (1989), pág. 82].

(31) La consideración de un período dilatado de tiempo hace que sea dificultoso delimitar una única magnitud monetaria que pueda considerarse como representativa del concepto de dinero y, como tal, seguida y controlada por la autoridad monetaria para lograr sus objetivos últimos. Las distintas definiciones del dinero registran cambios sustanciales con el tiempo y la autoridad monetaria puede verse obligada a modificar su variable intermedia o a atender simultáneamente a la evolución de varias magnitudes monetarias (*M1*, *M2*, *M3*, *ALP* y *ALP2*). En el caso español, las dificultades del control monetario hicieron que en 1983 se abandonase el seguimiento de las disponibilidades líquidas como objetivo intermedio, sustituyéndolo por los *ALP*. Este agregado incluía muchos de los activos que el público prefería como sustitutivos de los depósitos (lo que dotaba a esta magnitud monetaria de un contenido mayor de activos financieros que de dinero en sentido estricto). Sin embargo, la elección de este agregado presenta ciertos inconvenientes que le restan poder significativo. Por una parte, muchos de los activos que incorpora ofrecen una remuneración a los tipos de interés vigentes en el mercado; por esta razón, si, por ejemplo, tiene lugar una contracción monetaria que eleva los tipos de interés también hace que dichos componentes sean más remunerativos, lo que provocaría una mayor demanda de *ALP*. Además, el conjunto de activos financieros que componen los *ALP* han ido creciendo con el tiempo, incorporando en su definición, a partir de 1989, las transferencias de determinados activos privados que fueron objeto de clarificación fiscal, los pagarés de empresa y los pagarés forales. Por otra parte, el hecho de que dicho agregado contenga activos financieros que constituyen mecanismos de financiación del déficit público puede restar relevancia a dicho agregado en su captación de la influencia de las variables monetarias sobre los tipos de interés. Estos aspectos pueden sugerir la conveniencia de medir el concepto de dinero a través de agregados monetarios más estrechos. Sin embargo, la ventaja de dicha elección respecto a los *ALP* no es evidente, en la medida que las variaciones de dichas magnitudes pueden obedecer simplemente a procesos de sustitución entre sus distintos componentes y otros activos incluidos en la definición de los *ALP*, y no propiamente a cambios en la demanda de dinero. Este hecho también cuestionaría su significatividad como concepto de dinero, restándole poder explicativo.

*Fuente:* OCDE: "Main Economic Indicators" y Boletines Estadísticos del Banco de España.

*Variable:* DP

*Definición:* Déficit público. Para recoger el efecto del déficit del sector público sobre los tipos de interés nominales se han utilizado alternativamente dos variables *proxies* relacionadas con la financiación ofrecida por el sistema financiero al sector público<sup>32</sup>. La primera, a partir del crédito interno total concedido al sector público por el sistema crediticio y los mercados monetarios (*CrSP*) y la segunda, se obtiene del cociente entre el crédito interno concedido al sector público y el crédito interno total ofrecido por el sistema financiero en términos nominales (*CrSP/CrTOT*)<sup>33</sup>.

Las series del crédito interno total concedido por el sistema crediticio y los mercados monetarios al sector público y privado y el crédito interno concedido al sector público se expresan en miles de millones de pesetas y se obtienen a partir de datos mensuales, considerando como dato trimestral el correspondiente a la media del trimestre.

*Fuente:* Boletines Estadísticos del Banco de España.

*Variable:*  $i^*$

*Definición:* Tipo de interés nominal a corto plazo exterior. Se han ensayado dos medidas alternativas de esta variable. Por una parte, un tipo de interés medio de la Comunidad Europea ( $\bar{i}_{CE}$ ), elaborado a partir de una media aritmética de los tipos de interés nominales a corto plazo de tres países: Alemania, Francia y el Reino Unido<sup>34</sup>. Los tipos de interés considerados son los seleccionados como representativos del corto plazo en dichos países por la publicación "Main Economic Indicators" de la OCDE<sup>35</sup>.

(32) La imposibilidad de obtener datos trimestrales sobre el déficit público (y/o de la capacidad o necesidad de financiación de las Administraciones Públicas) para la totalidad del período muestral 1978(I)-1992(IV) hace que sea preciso medir el efecto empírico del *DP* a través de variables *proxies*. Con estas variables se pretende captar el posible "efecto desplazamiento o expulsión" (*crowding-out*) del sector privado por el público inherente a una política fiscal expansiva. En este caso, el desplazamiento hacia la derecha y hacia arriba de la curva *IS* lleva asociado un aumento de la necesidad de endeudamiento de las administraciones públicas que desplaza la inversión privada, por el endurecimiento de las condiciones financieras que origina, bien porque se elevan los tipos de interés al incrementarse la demanda de fondos prestables, bien porque se reducen los recursos financieros disponibles para el sector privado y las restricciones cuantitativas que éste sufre (mitigándose, en parte, el efecto expansivo de la política inicial).

(33) La primera de estas *proxies*, el crédito interno total concedido al sector público por las instituciones financieras, ha sido anteriormente utilizada por Mauleón (1987) para medir el efecto del déficit público sobre los tipos de interés. La segunda de estas variables aproxima dicho efecto a través de la participación del crédito concedido al sector público en el total del crédito ofrecido por el sistema financiero.

(34) Se han considerado arbitrariamente estos tres países europeos por la importancia de su peso en el contexto de la Comunidad Europea; entorno económico en el cual España se encuentra integrada comercial y financieramente. Por razones de simplicidad, se ha utilizado la media aritmética de los respectivos tipos de interés nominales a corto plazo en dichos países.

(35) En concreto, los tipos de interés considerados son los siguientes: los préstamos interbancarios a tres meses en Alemania; el PIBOR a tres meses en Francia y los bonos del Tesoro a tres meses en el Reino Unido. No obstante, puesto que la estructura de funcionamiento de los mercados monetarios y secundarios, así como el período de referencia y la definición de los diferentes tipos de interés nominales varían ostensiblemente de un país a otro, es preciso mantener una cierta reserva a la hora de realizar comparaciones entre países.

También se ha identificado el tipo nominal exterior a corto plazo con el tipo de interés del Marco alemán en el euromercado a tres meses ( $i_{\text{Euromercado}}$ ) por considerarse que dicha moneda constituye una referencia importante en el contexto financiero europeo.

Fuente: OCDE: "Main Economic Indicators".



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Allen, S. (1992): "The determinants of the tax-adjusted real interest rate", *Journal of Macroeconomics*, vol. 14, nº 1, págs. 15-32.
- Argandoña, A. y García-Durán, J. (1992): *Macroeconomía española: hechos e ideas*, McGraw-Hill, Madrid.
- Aznar, A., Aparicio, M.T., Trivez, F.J., Mur, J. y Saura, D. (1991): "Estudio econométrico de los determinantes del tipo interbancario a tres meses", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2ª época, vol. 1, págs. 55-86.
- Ballabriga, F.C. y Sebastián, M. (1993): "Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?", *Revista Española de Economía*, vol. 10, nº 2, págs. 283-306.
- Banco de España: *Informes anuales de la economía española*, 1983 y 1987, Madrid.
- Barth, J y Russek, F. (1985): "Federal borrowing and short term interest rates: comment", *Shouthern Economic Journal*, Octubre, págs. 554-559.
- Box, G. E. P., y Jenkins, G. M. (1970): *Time series analysis; forecasting and control*, Holden Day, San Francisco.
- Calvo, J.L. y Mauleón, I. (1993): "Determinantes de los tipos de interés, una exposición gráfica", *Papeles de Economía Española*, vol. 43, págs. 102-122.
- De los Llanos Matea, Mª (1993): "Análisis de la inflación en España", en *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Alianza Economía, págs. 555-604.
- Esteve, V. y Tamarit C. R. (1993): "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en la economía española: un enfoque estructural", *Documento de Trabajo* nº 93-09, Servicio de Estudios de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorro.
- Esteve, V. y Tamarit C. R. (1994): "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 5, nº 2, págs. 27-50.
- Fama, E. F. y Gibbons, M. R. (1984): "A comparison of inflation forecasts", *Journal of Monetary Economics*, vol. 13, nº 3, págs. 327-348.
- Feldstein, M. y Eckstein, O. (1970): "The fundamental determinants of the interest rate", *Review of Economics and Statistics*, vol. 52, nº 4, págs. 363-375.
- Findlay, D. (1990): "Budget deficits, expected inflation and short-term real interest rates: evidence for the U.S.", *International Economic Journal*, vol. 4, nº 3, págs. 41-53.
- Giannaros, D. y Kolluri, B. (1987): "Budget deficits and short-term real interest rates forecasting", *Journal of Macroeconomics*, vol. 9, nº 1, págs. 109-125.
- Giannaros, D. y Kolluri, B. (1989): "The impact of budget deficits on real interest rates: an international empirical investigation", *International Economic Journal*, vol. 3, nº 2, págs. 17-25.
- Hafer, R. y Hein, S. (1985): "On the accuracy of times series, interest rate, and survey forecasts of inflation", *Journal of Business*, vol. 58, nº 4, págs. 377-398.
- Howe, H. y Pigott, C. (1992): "Determinants of long-term interest rates: an empirical study of several industrial countries", *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Winter, págs. 12-28.



- Mauleón, I. (1987): "Determinantes y perspectivas de los tipos de interés", *Papeles de Economía Española*, vol. 32, págs. 79-92.
- Mauleón, I. (1989): *Oferta y demanda de dinero: teoría y evidencia empírica*, Alianza Editorial, Madrid.
- Mauleón, I. (1991): "Especificación de ecuaciones para tipos de interés", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2ª época, vol. 1, págs. 13-29.
- Mauleón, I. y Pérez, J. (1985): "Interest rate determinants consequences for macroeconomic performance in Spain", Documento de trabajo nº 8420, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Mishkin, D. (1984): "The real interest rate: a multi-country empirical study", *Canadian Journal of Economics*, vol. 17, nº 2, págs. 283-311.
- Modigliani, F. y Jappelli, T. (1988): "The determinants of interest rates in the italian economy", *The Review of Economic Conditions in Italy*, vol. 1, enero-abril, págs. 9-34.
- Mundell, R. A. (1963): "Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science*.
- Pérez, J. (1977): "El tipo de rendimiento de las obligaciones y la demanda de depósitos", Estudios económicos, serie azul, nº 9, Banco de España.
- Raymond, J. L., Palet, A. (1990): "Factores determinantes de los tipos reales de interés en España", *Papeles de Economía Española*, vol. 43, págs. 144-160.
- Sargent, T. (1969): "Commodity price expectations and the interest rate", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 83, nº 1, págs. 127-140.
- Schwert, G. (1981): "The adjustment of stock prices to information about inflation", *Journal of Finance*, vol. 36, nº 1, págs. 15-29.

*Fecha de recepción del original: Julio, 1994*

*Versión final: Abril, 1995*

#### ABSTRACT

In this paper a reduced-form real short term interest rate equation is estimated, derived from an IS-LM model in an open economy with a government sector and imperfect capital mobility. We use Spanish quarterly data for the period 1978(I)-1992(IV). The evidence shows that, in the short run, interest rates are positive and significantly related with public deficit and nominal short term foreign interest rates, and negative with real money supply and real exchange rates.

*Keywords:* real interest rates, short term, IS-LM model, public deficit, real exchange rate, foreign interest rates.