

TIPO DE CAMBIO, EXPECTATIVAS Y NUEVA INFORMACIÓN: LA PESETA, 1986-1996*

OSCAR BAJO RUBIO

MARÍA DOLORES MONTÁVEZ GARCÉS

Universidad Pública de Navarra

En este trabajo se realiza un contraste del modelo de nueva información para los casos del tipo de cambio de la peseta con respecto al marco alemán y al dólar estadounidense, utilizando datos mensuales para el período enero de 1986-junio de 1996. Se consideran ‘noticias’ sobre la oferta monetaria, el nivel de actividad, el tipo de interés nominal, la tasa de inflación, el saldo de la balanza comercial y el saldo presupuestario del sector público, para España, Alemania y Estados Unidos, y a partir de cuatro métodos alternativos: la metodología ARIMA, el filtro de Kalman, el filtro de Hodrick-Prescott y el modelo de ‘sorpresas’ de Bean. Los resultados muestran un efecto parcial de la nueva información respecto a dichas variables sobre las fluctuaciones de los tipos de cambio analizados.

Palabras clave: tipos de cambio, nueva información, expectativas.

Clasificación JEL: F30, F31, G15.

El establecimiento de los tipos de cambio flexibles a comienzos de los años 70 generó una voluminosa literatura sobre los determinantes del nivel y la volatilidad de los tipos de cambio, dentro de la cual los llamados “modelos de activos” adquirieron un papel predominante¹. Sin embargo, y a pesar de los buenos resultados iniciales, las enormes fluctuaciones registradas por los tipos de cambio desde poco después de la adopción del nuevo sistema plantearon graves dificultades a los modelos de activos a la hora de explicar la volatilidad

(*) Anteriores versiones de este trabajo se presentaron en las V Jornadas de Economía Internacional (Pamplona, junio 1997), el 3.º Encontro Galego de Xóvenes Investigadores de Análise Económica (Vigo, julio 1997) y el XXII Simposio de Análisis Económico (Bellaterra, diciembre 1997). Agradecemos los comentarios y sugerencias de Simón Sosvilla y Jorge V. Pérez, así como la colaboración de Juan Sapena y Marta Manrique en la obtención de algunos de los datos utilizados. Los autores agradecen asimismo la financiación recibida a través del Proyecto PB98-0546-C02-01, de la Dirección General de Enseñanza Superior e Investigación Científica (Ministerio de Educación y Cultura).

(1) Panorámicas acerca de la literatura sobre modelos de tipo de cambio se pueden encontrar, entre otros, en Bajo y Sosvilla (1993), Taylor (1995) o Isard (1995). La evidencia empírica se revisa en Frankel y Rose (1995).

cambiaría. El mal comportamiento empírico de estos modelos, documentado a partir del trabajo pionero de Meese y Rogoff (1983) [véase Chinn y Meese (1995) para una confirmación reciente], dio lugar al surgimiento de nuevos desarrollos en la modelización del tipo de cambio, que han intentado subsanar los deficientes resultados derivados de los modelos tradicionales.

Una clase de modelos que aparece a raíz del fracaso empírico de los modelos de activos es el denominado enfoque de la *nueva información*. En efecto, partiendo de la observación de las regularidades empíricas en el comportamiento de los tipos de cambio [Mussa (1979)], se desarrollaron modelos que caracterizaban el tipo de cambio como el precio de un activo, influido por las expectativas de los agentes acerca de las variables fundamentales que determinan el valor de dicho activo, y donde estas expectativas se verían muy influidas por la nueva información (*news* o ‘noticias’) disponible sobre tales determinantes [Frenkel y Mussa (1980), Mussa (1982, 1984)]. A partir de entonces aparecieron numerosos artículos que han intentado aplicar empíricamente este enfoque, utilizando ‘noticias’ sobre distintas variables generadas por distintos métodos. Entre dichos trabajos podemos citar los de Dornbusch (1980), Frenkel (1981), Edwards (1982a, 1982b, 1983), Bomhoff y Korteweg (1983), Copeland (1984), Rose (1984), Hakkio y Pearce (1985), Hardouvelis (1988), Hogan, Melvin y Roberts (1991), Karfakis y Kim (1995), Fiorentini (1996) y Edison (1997). Por último, como una muestra de la actualidad de estos modelos, señalaremos que algunos autores han destacado recientemente el papel de la nueva información a la hora de explicar la continuada debilidad del euro frente al dólar desde su aparición en enero de 1999 [véase De Grauwe (2000)].

El comportamiento de los modelos de activos en el caso español no constituye una excepción a la tendencia general, como lo muestra la evidencia resumida en Bajo y Sosvilla (1993). Por lo que respecta al enfoque de la nueva información, existe únicamente un trabajo de Gámez (1986) que analiza la incidencia de los cambios monetarios no anticipados sobre el tipo de cambio peseta-dólar, con datos mensuales para el período comprendido entre julio de 1978 y enero de 1985. Así pues, tanto la escasez de estudios sobre el tema, como el tiempo transcurrido desde la aparición del único disponible, justificarían realizar una nueva evaluación de esta clase de modelos para el caso de la peseta, donde además se contrastase el papel de las noticias respecto a un mayor número de variables. Además, en la medida en que las variables que utilizaremos para generar la nueva información van a ser las propuestas por la teoría económica, los resultados de este trabajo podrían interpretarse como un contraste indirecto de los modelos tradicionales del tipo de cambio.

El objetivo de este trabajo será, pues, el de contrastar la validez empírica del enfoque de la nueva información para el caso de la peseta, utilizando como período muestral el posterior a la incorporación de España a las Comunidades Europeas. Los tipos de cambio analizados van a ser los de la peseta frente al marco alemán y frente al dólar estadounidense, donde el primero podría considerarse ‘semifijo’ a partir de la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME), habiendo constituido ya con anterioridad uno de los objetivos de la intervención de las autoridades [Fernández y Pérez-Campañero (1993)]; mientras que el segundo habría gozado de una mayor flexibilidad a

lo largo del período considerado. Como aportación adicional del trabajo, podemos señalar que las variables a partir de las cuales se derivará la nueva información estarán fundamentadas en la teoría económica, y que, con relación a otros estudios, se ampliará el número de 'noticias' económicas incluidas en el análisis, las cuales se van a generar a su vez a partir de cuatro métodos alternativos.

El trabajo se estructura de la manera siguiente: el marco teórico y la metodología econométrica se presentan, respectivamente, en las secciones 1 y 2, mostrándose los resultados empíricos en la sección 3; las principales conclusiones del trabajo se recogen en la sección 4.

1. EL ENFOQUE DE LA NUEVA INFORMACIÓN

Como se mencionó en la sección anterior, el presente trabajo se va a enmarcar dentro del enfoque de la nueva información, el cual considera a las noticias no anticipadas por los agentes como la variable clave para explicar las fluctuaciones de los tipos de cambio. De esta manera, definiremos las 'noticias' como aquella información inesperada, no anticipada y valiosa que llega continuamente a los mercados y que se encontraría detrás de las variaciones del tipo de cambio entre dos períodos.

Vamos a partir de la siguiente identidad, mediante la cual descomponemos la variación ocurrida en el tipo de cambio entre los períodos t y $t-1$, en una parte anticipada y otra no anticipada:

$$\Delta s_t \equiv s_t - s_{t-1} \equiv (E_{t-1}s_t - s_{t-1}) + (s_t - E_{t-1}s_t) \equiv \Delta s_t^a + \Delta s_t^{na} \quad [1]$$

donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio en t , y $E_{t-1}s_t$ es el valor esperado del tipo de cambio en t a partir de la información disponible en $t-1$.

Si el logaritmo del tipo de cambio fuese, como cabría esperar, un proceso integrado de orden uno, entonces su primera diferencia sería estacionaria y, por tanto, con media constante. Si llamamos α a la media de la primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio, la media de la variación anticipada del logaritmo del tipo de cambio coincidirá con dicha constante α , por lo que:

$$E_{t-1}s_t - s_{t-1} \equiv \Delta s_t^a = \alpha + \psi_t \quad [2]$$

donde ψ_t es un error aleatorio con media cero. Es decir, que la variación del tipo de cambio coincidiría, salvo por la constante α y el término aleatorio ψ_t , con su variación no anticipada, la cual se va a explicar a partir de la nueva información.

A la hora de modelizar dicha nueva información, vamos a suponer que el valor del tipo de cambio depende de una serie de variables económicas fundamentales o 'fundamentos' (esto es, postuladas por la teoría económica), y que resumiremos en el vector F_t :

$$s_t = \beta F_t + v_t \quad [3]$$

donde β es un vector de coeficientes, y v_t es un término de perturbación con media cero.

Tomando expectativas en la ecuación [3] obtenemos:

$$E_{t-1}s_t = \beta E_{t-1}F_t \quad [4]$$

y restando [4] de [3] resulta:

$$s_t - E_{t-1}s_t \equiv \Delta s_t^{na} = \beta(F_t - E_{t-1}F_t) + v_t \quad [5]$$

donde la variación no anticipada del tipo de cambio dependería de la variación no anticipada de los fundamentos más la perturbación v_t , todo lo cual a su vez debería ser “ruido blanco” (esto es, un proceso con media cero, varianza constante y no autocorrelacionado). En efecto, como puede verse al tomar expectativas en la expresión anterior, el valor esperado de [5] sería cero, por lo que cualquier variación esperada del tipo de cambio coincidiría con la que hemos denominado variación anticipada, regocida en la ecuación [2]².

Si llamamos ΔF_t^{na} a la variación no anticipada de los fundamentos:

$$\Delta F_t^{na} \equiv F_t - E_{t-1}F_t \quad [6]$$

tenemos que:

$$\Delta s_t^{na} = \beta \Delta F_t^{na} + v_t \quad [7]$$

donde la variación no anticipada del tipo de cambio vendría explicada, salvo por el término aleatorio v_t , por la variación no anticipada de sus variables explicativas. Por último, combinando [1], [2] y [7] obtenemos:

$$\Delta s_t = \alpha + \beta \Delta F_t^{na} + \varepsilon_t \quad [8]$$

donde $\varepsilon_t = \psi_t + v_t$.

Las variables fundamentales que vamos a incluir en este trabajo serán, en primer lugar, las propias del modelo monetario con precios fijos [Frankel (1979)], esto es, la oferta de dinero, el valor de la producción en términos reales, el tipo de interés y la tasa de inflación, a las que añadiremos asimismo el saldo de la balanza comercial como variable aproximativa del saldo de la balanza por cuenta corriente [Hooper y Morton (1982)], y un indicador del saldo fiscal [Obstfeld (1985), Chinn (1996)].

La metodología utilizada para generar la nueva información se explica con detalle en la sección siguiente. En cualquier caso, el procedimiento utilizado constará de dos etapas: en primer lugar, se estimará $E_{t-1}F_t$ a partir de la evolución

(2) Por otra parte, puede comprobarse fácilmente a partir de la ecuación [3] que la variación esperada del tipo de cambio vendría explicada por la variación anticipada de los fundamentos más un término de error; y, si los fundamentos fueran variables integradas de orden uno (véase nota 5), la variación anticipada de éstos coincidiría, salvo por un término de error, con un término constante. En otras palabras, habríamos obtenido la ecuación [2].

‘teórica’ de las series de los distintos componentes del vector F_t , para lo cual se supondrán varios procesos alternativos; y, en segundo lugar, se calculará ΔF_t^{na} de acuerdo con [6], esto es, como la diferencia entre la evolución efectivamente registrada por las series y su evolución esperada.

2. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

En esta sección se expondrán los distintos procedimientos utilizados para aproximar la evolución ‘teórica’ a partir de la que se obtendrán los valores esperados de las variables fundamentales explicativas del tipo de cambio, incluidas en el vector F_t , y cuya diferencia con respecto a la evolución efectiva de dichas variables nos servirá para estimar la nueva información. En particular, se han empleado cuatro procedimientos alternativos: la metodología ARIMA, el filtro de Kalman, el filtro de Hodrick y Prescott y el modelo de ‘sorpresas’ de Bean, donde los tres primeros se basan en tratamientos univariantes de las series mientras que el cuarto procedimiento adopta un enfoque multivariante.

En primer lugar, hemos realizado un análisis univariante de las series según la metodología clásica de Box-Jenkins, mediante la estimación de modelos ARIMA para cada una de las series de los componentes del vector F_t . Con algunas variaciones, ésta ha sido la metodología utilizada en buena parte de los trabajos existentes sobre el tema, en particular los primeros en aparecer; por ejemplo, los de Edwards (1982a, 1982b, 1983) o Copeland (1984). De esta manera, esperaríamos que cada componente f_{it} del vector F_t siguiese un proceso estocástico del tipo $ARIMA(p, d, q) \times ARIMA_S(P, D, Q)_S$:

$$\Phi_p(L^S)\phi_p(L)(1-L^S)^D(1-L)^d f_{it} = \delta + \Theta_Q(L^S)\theta_q(L)u_{it}$$

donde:

$$\Phi_p(L^S) = 1 - \Phi_1 L^S - \Phi_2 L^{2S} - \dots - \Phi_p L^{pS}$$

$$\Theta_Q(L^S) = 1 - \Theta_1 L^S - \Theta_2 L^{2S} - \dots - \Theta_Q L^{QS}$$

$$\phi_p(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$\theta_q(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q$$

siendo δ una constante, u_{it} un término de error y L el operador de retardos. Por tanto, tendríamos como valor esperado de cada serie f_{it} :

$$E_{t-1} f_{it} = \frac{\delta + \Theta_Q(L^S)\theta_q(L)u_{it}}{\Phi_p(L^S)\phi_p(L)(1-L^S)^D(1-L)^d}$$

de manera que la nueva información correspondiente a la variable f_{it} vendría dada por:

$$\Delta f_{it}^{na} = f_{it} - \frac{\delta + \Theta_Q(L^S)\theta_q(L)u_{it}}{\Phi_p(L^S)\phi_p(L)(1-L^S)^D(1-L)^d}$$

En segundo lugar, y al igual que Bomhoff y Korteweg (1983), hemos modelizado la nueva información a partir de la aplicación del filtro de Kalman. A diferencia de la metodología de Box-Jenkins, la utilización del filtro de Kalman va a permitir a los agentes aprender a actualizar sus reglas de predicción de un período a otro a medida que la nueva información va estando disponible, al tiempo que no presupone que los agentes conocen la distribución probabilística de las variables.

El filtro de Kalman se basa en un procedimiento recursivo para calcular el estimador óptimo del espacio de los estados dada toda la información disponible hasta el momento, lo que se puede describir mediante las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} f_{it} &= \bar{f}_{it} + \eta_{it} \\ \bar{f}_{it} &= \bar{f}_{i,t-1} + \gamma_{it} \end{aligned}$$

donde la primera representa la denominada ecuación de estado y la segunda la ecuación de transición, f_{it} es el valor observado de la serie temporal, y $\bar{f}_{it}$ es el ‘verdadero’ (y no observable) valor subyacente de dicha serie temporal en el momento t . A su vez, η_{it} y γ_{it} son términos de error no correlacionados serialmente, donde el primero es un ruido observacional que contamina la serie y el segundo representa el cambio en el ‘verdadero’ valor de la serie de un período a otro. Dado que el verdadero valor de γ_{it} es impredecible, entonces tenemos que $\bar{f}_{i,t-1}$ representa la mejor predicción de f_{it} con la información disponible en $t-1$. De esta manera, la nueva información correspondiente a la variable f_{it} vendría dada por:

$$\Delta f_{it}^{na} = f_{it} - \bar{f}_{i,t-1}$$

En tercer lugar, hemos identificado el valor esperado de los ‘fundamentos’ con las series originales una vez filtradas por el procedimiento de Hodrick y Prescott. Como es sabido, dicha metodología parte de la distinción, para cada serie f_{it} , de una parte tendencial, τ_{it} , y un componente cíclico, c_{it} :

$$f_{it} \equiv \tau_{it} + c_{it}$$

Entonces, el filtro de Hodrick-Prescott calcula la tendencia a partir de la resolución del siguiente problema:

$$\min_{\tau_{it}} \sum_{t=3}^T (f_{it} - \tau_{it})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{i,t+1} - \tau_{it}) - (\tau_{it} - \tau_{i,t-1})]^2$$

donde el primer miembro mide la bondad del ajuste de τ_{it} a f_{it} y el segundo miembro indica el alisamiento de τ_{it} , de manera que cuanto mayor es λ , mayor es el alisamiento³. Así pues, identificaríamos el valor esperado de cada serie con su

(3) En el análisis empírico de las series, cuyos resultados se presentan en la sección siguiente, hemos aplicado un valor de λ igual a 1600, que es el utilizado habitualmente en la literatura [véase King y Rebelo (1993) para una discusión de las propiedades del filtro].

tendencia así calculada, de manera que la nueva información para la variable f_{it} coincidiría con el componente cíclico⁴:

$$\Delta f_{it}^{na} = f_{it} - \tau_{it} \equiv c_{it}$$

Por último, hemos estimado también la nueva información a partir del enfoque multivariante propuesto por Bean (1986), y aplicado por Fiorentini (1996). Para ello modelizamos el vector de variables fundamentales F_t como:

$$F_t = A(L)F_t + \omega_t$$

donde $A(L)$ es una matriz de polinomios operadores de retardos y ω_t es un vector de perturbaciones aleatorias no correlacionadas con la perturbación ε_t de la ecuación [8]. A diferencia de los procedimientos anteriores, este caso permite considerar la posible relación existente entre las distintas variables fundamentales contenidas en el vector F_t . La ecuación anterior se estima a través de la metodología VAR, seleccionándose el número óptimo de desfases por medio del criterio de información de Schwarz.

De esta manera, la nueva información correspondiente a la variable f_{it} vendría dada por:

$$\Delta f_{it}^{na} = f_{it} - \varphi(L)F_t$$

donde $\varphi(L)$ sería el vector de estimadores de la i -ésima fila de la matriz $A(L)$.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección presentamos los resultados de estimar una ecuación basada en la [8], donde los elementos del vector ΔF_t^{na} incluyen 'noticias' o información no anticipada sobre las siguientes variables:

- m_t = oferta monetaria nominal, en logaritmos
- y_t = nivel de producción en términos reales, en logaritmos
- i_t = tipo de interés nominal a corto plazo, expresado en rentabilidad anual
- π_t = tasa de inflación, expresada en términos anuales
- bc_t = saldo de la balanza comercial
- df_t = saldo presupuestario del sector público

Todas ellas se han tomado tanto para España como para el otro país de referencia, Alemania o Estados Unidos, en cuyo caso se señalarán con un asterisco (*). En el apéndice se muestran las definiciones y fuentes de los datos.

La ecuación a estimar, por tanto, será:

(4) Debe advertirse, no obstante, que identificar el componente cíclico de una serie con la nueva información disponible sobre la misma podría presentar algunos problemas de interpretación, ya que es posible que una parte de dicho componente cíclico fuese esperada por los agentes. Es por ello que los resultados obtenidos a partir de este método deberían tomarse con una cierta cautela.

$$\Delta s_t = \alpha + \beta_1 \Delta m_t^{na} + \beta_2 \Delta m_t^{*na} + \beta_3 \Delta y_t^{na} + \beta_4 \Delta y_t^{*na} + \beta_5 \Delta i_t^{na} + \beta_6 \Delta i_t^{*na} + \beta_7 \Delta \pi_t^{na} + \beta_8 \Delta \pi_t^{*na} + \beta_9 \Delta bc_t^{na} + \beta_{10} \Delta bc_t^{*na} + \beta_{11} \Delta df_t^{na} + \beta_{12} \Delta df_t^{*na} + \varepsilon_t \quad [9]$$

Antes de estimar la ecuación [9] hemos llevado a cabo contrastes de raíces unitarias sobre las series de los tipos de cambio peseta-marco y peseta-dólar, utilizando los tests de Dickey-Fuller y Phillips-Perron. Los resultados, que aparecen en el cuadro 1, no nos permitirían rechazar en ningún caso la hipótesis nula de

Cuadro 1: CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS: TIPOS DE CAMBIO
PTA-DM Y PTA-US\$ (PERÍODO MUESTRAL: 1986.01-1996.06)

1.A) Test de Dickey-Fuller

	Pta-DM		Pta-US\$	
	Diferencia	Nivel	Diferencia	Nivel
τ_τ	-7,79 <i>a</i>	-1,38	-6,03 <i>a</i>	-2,00
τ_μ	-7,79 <i>a</i>	-0,45	-5,85 <i>a</i>	-1,96
τ	-7,65 <i>a</i>	1,30	-5,86 <i>a</i>	-0,34

Notas:

- (i) τ_τ , τ_μ y τ son los estadísticos de Dickey-Fuller con constante y tendencia, con constante, y sin constante, respectivamente.
- (ii) *a* indica significatividad al nivel del 1%.

1.B) Test de Phillips-Perron

	Pta-DM		Pta-US\$	
	Diferencia	Nivel	Diferencia	Nivel
$Z(\Phi_2)$	20,80 <i>a</i>	1,38	19,20 <i>a</i>	2,59
$Z(\Phi_3)$	31,21 <i>a</i>	1,00	28,80 <i>a</i>	3,77
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-7,99 <i>a</i>	-1,28	-7,69 <i>a</i>	-2,27
$Z(\Phi_1)$	27,30 <i>a</i>	1,11	32,94 <i>a</i>	0,72
$Z(t_{\alpha^*})$	-7,96 <i>a</i>	-0,40	-7,58 <i>a</i>	-2,33
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-7,80 <i>a</i>	1,47	-7,57 <i>a</i>	-0,50

Notas:

- (i) $Z(t_{\tilde{\alpha}})$, $Z(t_{\alpha^*})$ y $Z(t_{\tilde{\alpha}})$ son los estadísticos de Phillips-Perron con constante y tendencia, con constante, y sin constante, respectivamente.
- (ii) $Z(\Phi_2)$ y $Z(\Phi_3)$ son los estadísticos F que contrastan las hipótesis conjuntas de nulidad de la constante, la tendencia y el coeficiente de la variable retardada, y de la tendencia y el coeficiente de la variable retardada, respectivamente, en la ecuación con constante y tendencia; y $Z(\Phi_1)$ es el estadístico F que contrasta la hipótesis conjunta de nulidad de la constante y el coeficiente de la variable retardada, en la ecuación con constante y sin tendencia.
- (iii) *a* indica significatividad al nivel del 1%.

existencia de una raíz unitaria en los niveles de las series, así como la hipótesis conjunta de existencia de una raíz unitaria y no significatividad de la constante y la tendencia⁵.

El siguiente paso consistiría en estimar la ecuación [9], donde la nueva información sobre las variables anteriormente mencionadas se ha aproximado a partir de los diferentes procedimientos mostrados en la sección 2. Obsérvese que, a la hora de estimar dicha ecuación, los estimadores obtenidos por el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) solamente serían válidos si la perturbación ε_t tuviera varianza constante y no estuviera autocorrelacionada (esto es, si fuera “ruido blanco”). Puesto que no conocemos *a priori* la estructura de la perturbación ε_t , hemos llevado a cabo la estimación de la ecuación [9] mediante cuatro métodos alternativos:

- Mínimos cuadrados ordinarios corregidos por el procedimiento de Newey y West (OLS-NW), que proporciona estimadores consistentes en presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad del término de error.

- Regresiones aparentemente no relacionadas (SURE), que tiene en cuenta la posible correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones estimadas.

- Variables instrumentales corregidas por el procedimiento de Newey y West (IV-NW), que trataría de corregir los eventuales problemas de endogeneidad de las variables explicativas consideradas, utilizando asimismo la corrección de Newey y West.

- Máxima verosimilitud (ML-ARCH), donde la varianza del término de error se ha modelizado en función, bien del cuadrado de los valores pasados de dicho término de error (modelo de heteroscedasticidad condicional autorregresiva o ARCH), o bien incluyendo además los propios valores pasados de la varianza (modelo ARCH generalizado o GARCH).

Los resultados de la estimación de la ecuación [9] por los cuatro métodos considerados aparecen en los cuadros 2, 3, 4 y 5, respectivamente.

Como puede verse en dichos cuadros, los resultados son en general bastante similares, tanto para los distintos procedimientos utilizados para generar la nueva información como para los cuatro métodos de estimación. Las ecuaciones estimadas no incluyen constante, ya que ésta no resultó significativa en ningún caso. Nótese, por otra parte, que se ha probado también la introducción de retrasos en la nueva información, obteniéndose peores resultados que cuando se utilizaban las ‘noticias’ contemporáneas.

Por lo que respecta al tipo de cambio peseta-marco alemán, de acuerdo con los resultados que aparecen en los cuadros 2A, 3A, 4A y 5A, una mayor depreciación de la peseta frente al marco habría estado asociada con un tipo de interés alemán menor que el esperado según tres de los procedimientos utilizados para generar las ‘noticias’, pero con uno mayor cuando se emplea el filtro de Hodrick-Prescott; un déficit comercial español menor que el esperado; y un déficit fiscal alemán menor que el esperado. Y, en menor medida, se habría producido también una mayor de-

(5) Se han realizado también contrastes del orden de integrabilidad para las distintas variables incluidas en el vector F_t , no rechazándose en ningún caso la hipótesis nula de raíz unitaria. Los resultados de estos contrastes están disponibles previa petición a los autores.

Cuadro 2: NUEVA INFORMACIÓN Y TIPO DE CAMBIO DE LA PESETA.
MÉTODO DE ESTIMACIÓN: OLS-NW (PERÍODO MUESTRAL: 1986.01-1996.06)

2.A) Tipo de cambio Pta-DM

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK-PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	-0,0401 (0,6796)	-0,0987 (0,2802)	-0,1921 <i>b</i> (0,0271)	-0,1235 (0,1496)
Δm_t^{*na}	-0,0963 (0,1397)	-0,1291 <i>b</i> (0,0179)	-0,0101 (0,9047)	0,0314 (0,6229)
Δy_t^{na}	-0,0049 (0,9206)	-0,0361 (0,3609)	0,0481 (0,3494)	0,0182 (0,3689)
Δy_t^{*na}	0,0711 (0,3191)	-0,0161 (0,6178)	0,0253 (0,5970)	0,1218 <i>c</i> (0,0570)
Δi_t^{na}	-0,0001 (0,9374)	0,0017 (0,3811)	-0,0020 <i>b</i> (0,0423)	-0,0004 (0,8350)
Δi_t^{*na}	-0,0153 <i>b</i> (0,0225)	-0,0180 <i>a</i> (0,0057)	0,0099 <i>b</i> (0,0324)	-0,0131 <i>b</i> (0,0331)
$\Delta \pi_t^{na}$	-0,0015 (0,7517)	0,0842 (0,8301)	-0,0566 (0,8418)	-0,0022 (0,5260)
$\Delta \pi_t^{*na}$	-0,0075 (0,2207)	-0,7603 <i>c</i> (0,0932)	-0,2489 (0,5557)	-0,0043 (0,4322)
Δbc_t^{na}	0,00005 (0,1054)	0,00005 (0,1068)	0,0001 <i>b</i> (0,0228)	0,00007 <i>c</i> (0,0903)
Δbc_t^{*na}	0,00008 (0,9013)	-0,0005 (0,4011)	0,0001 (0,9024)	-0,00002 (0,9616)
Δdf_t^{na}	-0,000009 (0,3359)	-0,000004 (0,1048)	-0,000003 (0,3144)	0,000001 (0,7825)
Δdf_t^{*na}	0,0005 <i>b</i> (0,0314)	0,0009 <i>a</i> (0,0007)	0,0007 <i>b</i> (0,0242)	0,0008 <i>b</i> (0,0284)
R^2	0,2291	0,3283	0,1867	0,2425
DW	1,3540	1,5134	1,5003	1,3512
CHOW1	0,8189	0,8061	0,8217	0,8120
CHOW2	1,2097	1,2562	1,2757	1,1225

Notas:

(i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.

(ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

2.B) Tipo de cambio Pta-US\$

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK- PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	-0,1635 (0,5481)	-0,2656 (0,23463)	-0,0868 (0,7115)	-0,1086 (0,3532)
Δm_t^{*na}	0,1176 (0,7681)	0,2997 (0,5255)	0,4508 (0,2490)	0,9222 <i>b</i> (0,0335)
Δy_t^{na}	-0,0913 (0,3603)	-0,0521 (0,3499)	0,0386 (0,6170)	0,0082 (0,8413)
Δy_t^{*na}	0,9075 <i>c</i> (0,0600)	0,4857 (0,1956)	-0,3090 (0,5312)	0,2944 (0,4221)
Δi_t^{na}	-0,0029 (0,4304)	-0,0053 <i>c</i> (0,0849)	-0,0015 (0,6353)	-0,0047 (0,1828)
Δi_t^{*na}	0,0137 (0,4036)	0,0210 <i>c</i> (0,0963)	-0,0048 (0,6616)	0,0233 (0,1451)
$\Delta \pi_t^{na}$	0,0008 (0,9055)	0,3253 (0,5332)	-0,4350 (0,4456)	0,0005 (0,9257)
$\Delta \pi_t^{*na}$	-0,0025 (0,8853)	-0,8267 (0,2353)	0,9650 <i>c</i> (0,0953)	-0,0004 (0,9573)
Δbc_t^{na}	0,00005 (0,3894)	0,00001 (0,8668)	0,000009 (0,9066)	-0,000005 (0,9278)
Δbc_t^{*na}	0,0012 (0,3669)	0,0033 <i>c</i> (0,0626)	0,0044 <i>b</i> (0,0471)	0,0029 <i>c</i> (0,0974)
Δdf_t^{na}	-0,00003 <i>c</i> (0,0870)	-0,000001 (0,8305)	-0,000009 (0,1213)	-0,000002 (0,9220)
Δdf_t^{*na}	0,0001 (0,4278)	0,00002 (0,9056)	-0,00006 (0,7058)	0,0003 (0,1320)
R^2	0,1491	0,1734	0,1511	0,1472
DW	1,2589	1,4630	1,3192	1,3290
CHOW1	1,1945	1,0735	1,1511	1,0078
CHOW2	1,3210	1,4939 <i>c</i>	1,4332	1,7657 <i>b</i>

Notas:

(i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.

(ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 3: NUEVA INFORMACIÓN Y TIPO DE CAMBIO DE LA PESETA.
MÉTODO DE ESTIMACIÓN: SURE (PERÍODO MUESTRAL: 1986.01-1996.06)

3.A) Tipo de cambio Pta-DM

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK-PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	-0,0445 (0,6077)	-0,0981 (0,2058)	-0,1898 <i>c</i> (0,0582)	-0,1005 (0,1717)
Δm_t^{*na}	-0,1154 (0,1027)	-0,1626 <i>a</i> (0,0061)	-0,0393 (0,5262)	-0,0126 (0,8313)
Δy_t^{na}	-0,0140 (0,7171)	-0,0396 (0,1410)	0,0439 (0,2939)	0,0076 (0,6831)
Δy_t^{*na}	0,1267 <i>b</i> (0,0129)	0,0218 (0,6330)	0,0471 (0,4062)	0,1606 <i>a</i> (0,0030)
Δi_t^{na}	-0,0002 (0,9239)	0,0017 (0,3145)	-0,0018 <i>c</i> (0,0739)	-0,0001 (0,9349)
Δi_t^{*na}	-0,0177 <i>a</i> (0,0001)	-0,0205 <i>a</i> (0,0000)	0,0075 <i>c</i> (0,0793)	-0,0153 <i>a</i> (0,0005)
$\Delta \pi_t^{na}$	-0,0009 (0,8276)	0,1133 (0,6766)	-0,0310 (0,9050)	-0,0023 (0,4442)
$\Delta \pi_t^{*na}$	-0,0095 <i>b</i> (0,0383)	-0,7307 <i>b</i> (0,0216)	-0,1303 (0,6037)	-0,0043 (0,2393)
Δbc_t^{na}	0,00006 <i>b</i> (0,0484)	0,00005 <i>c</i> (0,0516)	0,0001 <i>a</i> (0,0030)	0,00007 <i>a</i> (0,0083)
Δbc_t^{*na}	0,0002 (0,7307)	-0,0007 (0,1730)	-0,0001 (0,8769)	-0,0001 (0,8231)
Δdf_t^{na}	-0,00001 (0,1659)	-0,000004 <i>c</i> (0,0972)	-0,000002 (0,3314)	0,000003 (0,5924)
Δdf_t^{*na}	0,0007 <i>b</i> (0,0280)	0,0013 <i>a</i> (0,0000)	0,0008 <i>b</i> (0,0105)	0,0011 <i>a</i> (0,0004)
R^2	0,2168	0,3159	0,1798	0,2297
DW	1,3971	1,5439	1,4702	1,3632
CHOW1	0,6362	0,7905	0,8115	0,7856
CHOW2	1,1154	1,2438	1,1874	1,1609

Notas:

(i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.

(ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

3.B) Tipo de cambio Pta-US\$

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK- PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	-0,1653 (0,3633)	-0,2399 (0,1507)	-0,0905 (0,6396)	-0,1009 (0,4391)
Δm_t^{*na}	-0,1500 (0,6721)	-0,1050 (0,7825)	0,4208 (0,1422)	0,8031 <i>b</i> (0,0262)
Δy_t^{na}	-0,1027 (0,2066)	-0,0838 (0,1827)	0,0363 (0,6618)	0,0051 (0,8941)
Δy_t^{*na}	0,8845 <i>b</i> (0,0235)	0,5049 (0,1521)	-0,4079 (0,2085)	0,4319 (0,1872)
Δi_t^{na}	-0,0033 (0,4486)	-0,0040 (0,2925)	-0,0014 (0,5317)	-0,0045 (0,2808)
Δi_t^{*na}	0,0158 (0,2313)	0,0256 <i>b</i> (0,0205)	-0,0015 (0,8482)	0,0311 <i>b</i> (0,0197)
$\Delta \pi_t^{na}$	0,0011 (0,9010)	0,3424 (0,5636)	-0,4790 (0,3349)	-0,0003 (0,9608)
$\Delta \pi_t^{*na}$	-0,0061 (0,7057)	-1,4995 <i>c</i> (0,0802)	0,7952 (0,1915)	-0,0080 (0,3953)
Δbc_t^{na}	0,00005 (0,3900)	0,000008 (0,8931)	0,000007 (0,9256)	0,000004 (0,9452)
Δbc_t^{*na}	0,0001 (0,9301)	0,0035 <i>b</i> (0,0210)	0,0042 <i>b</i> (0,0295)	0,0027 <i>c</i> (0,0901)
Δdf_t^{na}	-0,00003 <i>b</i> (0,0254)	-0,000002 (0,6715)	-0,00001 <i>c</i> (0,0916)	0,0000007 (0,9601)
Δdf_t^{*na}	0,0001 (0,3739)	0,00007 (0,7176)	-0,00003 (0,8731)	0,0003 <i>c</i> (0,0753)
R^2	0,1398	0,1612	0,1491	0,1380
DW	1,2138	1,4743	1,3181	1,3180
CHOW1	1,2010	1,0623	1,0945	0,9861
CHOW2	1,2635	0,7710	1,4154	1,7834 <i>b</i>

Notas:

(i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.

(ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 4: NUEVA INFORMACIÓN Y TIPO DE CAMBIO DE LA PESETA.
MÉTODO DE ESTIMACIÓN: IV-NW (PERÍODO MUESTRAL: 1986.01-1996.06)

4.A) Tipo de cambio Pta-DM

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK-PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	-0,4054 (0,1986)	0,0804 (0,7833)	-0,4035 <i>c</i> (0,0536)	-0,4627 (0,2212)
Δm_t^{*na}	-0,5004 <i>c</i> (0,0735)	-0,6001 <i>c</i> (0,0697)	0,1247 (0,4175)	0,1756 (0,4543)
Δy_t^{na}	-0,3142 <i>c</i> (0,0855)	-0,1431 (0,1610)	0,2512 <i>c</i> (0,0613)	0,0144 (0,7424)
Δy_t^{*na}	0,0724 (0,7382)	0,0761 (0,7736)	0,0603 (0,7313)	0,5084 <i>b</i> (0,0403)
Δi_t^{na}	-0,0012 (0,8644)	0,0004 (0,9385)	-0,0046 <i>b</i> (0,0109)	-0,0058 (0,3945)
Δi_t^{*na}	-0,0530 <i>b</i> (0,0104)	-0,0388 <i>c</i> (0,0627)	0,0322 <i>a</i> (0,0021)	-0,0281 <i>c</i> (0,0513)
$\Delta \pi_t^{na}$	-0,0044 (0,8509)	-0,5618 (0,7042)	-0,9677 <i>c</i> (0,0887)	-0,0095 (0,5280)
$\Delta \pi_t^{*na}$	-0,0352 <i>b</i> (0,0357)	-3,7597 <i>b</i> (0,0254)	-0,5166 (0,3974)	-0,0326 <i>c</i> (0,0779)
Δbc_t^{na}	0,00002 (0,8745)	0,00004 (0,6469)	0,0003 <i>a</i> (0,0066)	0,00009 (0,5170)
Δbc_t^{*na}	-0,0021 (0,4863)	-0,0067 <i>c</i> (0,0892)	0,0019 (0,3934)	-0,0017 (0,3036)
Δdf_t^{na}	-0,00002 (0,3727)	-0,000008 (0,5338)	-0,00001 <i>c</i> (0,0900)	0,0000005 (0,9841)
Δdf_t^{*na}	0,0026 <i>b</i> (0,0287)	0,0045 <i>a</i> (0,0052)	0,0017 <i>c</i> (0,0578)	0,0037 <i>a</i> (0,0082)
DW	1,7917	1,8196	2,0592	1,7764
CHOW1	0,0230	0,0329	0,3352	0,0653
CHOW2	0,0318	0,1207	0,5645	0,0352

Notas:

(i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.

(ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

(iii) los instrumentos utilizados en la estimación han sido: un término constante; las variables ficticias estacionales; las variables explicativas retardadas uno y dos periodos; y la prima o descuento a tres meses y la primera diferencia del tipo de cambio a plazo de tres meses, contemporáneas y retardadas un período.

4.B) Tipo de cambio Pta-US\$

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK- PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	-0,5175 (0,5102)	-0,5029 (0,5236)	-0,5759 (0,2653)	-0,4715 (0,4094)
Δm_t^{*na}	0,3278 (0,7193)	0,8759 (0,5136)	0,5619 (0,1252)	2,8528 <i>b</i> (0,0488)
Δy_t^{na}	-0,5228 <i>b</i> (0,0281)	-0,4984 <i>b</i> (0,0474)	-0,1126 (0,6955)	-0,1873 (0,2240)
Δy_t^{*na}	2,0067 (0,1459)	-1,9042 (0,2554)	0,2805 (0,7304)	-1,1521 (0,2611)
Δi_t^{na}	-0,0023 (0,8874)	0,0048 (0,7829)	-0,0037 (0,4581)	-0,0166 (0,3114)
Δi_t^{*na}	0,0353 (0,5289)	0,1034 <i>c</i> (0,0902)	0,0014 (0,9360)	0,1279 <i>c</i> (0,0756)
$\Delta \pi_t^{na}$	0,0212 (0,5027)	4,3324 <i>c</i> (0,0844)	0,0247 (0,9809)	0,0685 <i>b</i> (0,0188)
$\Delta \pi_t^{*na}$	-0,0316 (0,5515)	-2,1756 (0,6463)	2,1242 <i>b</i> (0,0304)	-0,0163 (0,7487)
Δbc_t^{na}	0,0007 (0,8677)	-0,0003 (0,3846)	-0,0002 (0,3010)	-0,00007 (0,7916)
Δbc_t^{*na}	-0,00007 (0,7606)	0,0135 <i>c</i> (0,0536)	0,0215 <i>a</i> (0,0010)	0,0116 (0,1249)
Δdf_t^{na}	-0,0001 <i>a</i> (0,0067)	0,00003 (0,1368)	-0,000005 (0,5895)	-0,00004 (0,5293)
Δdf_t^{*na}	0,0005 (0,4228)	-0,0003 (0,6861)	-0,0002 (0,6843)	0,0018 <i>b</i> (0,0343)
DW	1,7174	2,2566	1,7140	2,1901
CHOW1	0,5166	0,0601	0,8424	0,3569
CHOW2	0,3806	0,2846	0,7591	0,2516

Notas:

(i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.

(ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

(iii) los instrumentos utilizados en la estimación han sido: un término constante; las variables ficticias estacionales; las variables explicativas retardadas uno y dos periodos; y la prima o descuento a tres meses y la primera diferencia del tipo de cambio a plazo de tres meses, contemporáneas y retardadas un período.

Cuadro 5: NUEVA INFORMACIÓN Y TIPO DE CAMBIO DE LA PESETA.
MÉTODO DE ESTIMACIÓN: ML-ARCH (PERÍODO MUESTRAL: 1986.01-1996.06)

5.A) Tipo de cambio Pta-DM

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK-PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	0,0116 (0,7630)	-0,1032 (0,1977)	-0,1035 (0,1156)	-0,1019 <i>b</i> (0,0108)
Δm_t^{*na}	-0,0412 (0,5858)	-0,1285 (0,1495)	-0,0066 (0,8522)	-0,0163 (0,5261)
Δy_t^{na}	0,0229 (0,1440)	-0,0362 (0,2153)	0,0208 (0,3577)	0,0110 (0,2264)
Δy_t^{*na}	0,0649 <i>a</i> (0,0000)	-0,0289 (0,6383)	0,0027 (0,9427)	0,0912 <i>a</i> (0,0005)
Δi_t^{na}	0,0005 (0,7755)	0,0025 (0,2482)	-0,0018 <i>b</i> (0,0161)	-0,0003 (0,6522)
Δi_t^{*na}	-0,0055 <i>a</i> (0,0007)	-0,0181 <i>a</i> (0,0005)	0,0025 (0,5180)	-0,0064 <i>a</i> (0,0009)
$\Delta \pi_t^{na}$	-0,0039 <i>b</i> (0,0235)	0,0531 (0,8399)	0,1874 (0,3957)	-0,0016 (0,3677)
$\Delta \pi_t^{*na}$	0,0023 (0,3014)	-0,7283 <i>b</i> (0,0450)	-0,0565 (0,7552)	0,0028 <i>c</i> (0,0853)
Δbc_t^{na}	0,00003 <i>a</i> (0,0080)	0,00003 (0,2409)	0,00007 <i>b</i> (0,0136)	0,00004 <i>a</i> (0,0031)
Δbc_t^{*na}	0,0005 <i>b</i> (0,0563)	-0,0006 (0,3097)	0,0001 (0,7877)	0,00009 (0,7787)
Δdf_t^{na}	-0,000004 (0,2271)	-0,000004 <i>c</i> (0,0817)	-0,0000003 (0,9211)	-0,000001 (0,4170)
Δdf_t^{*na}	0,0007 <i>a</i> (0,0000)	0,0008 <i>c</i> (0,0712)	0,0004 <i>a</i> (0,0099)	0,0006 <i>a</i> (0,0001)
DW	1,3249	1,4771	1,3904	1,3358
CHOW1	0,2968	0,3885	0,4734	0,0413
CHOW2	0,8752	1,3450	1,5527	0,8246

Notas:

- (i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.
- (ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.
- (iii) la varianza del término de error se ha modelizado según un GARCH (1,1).

5.B) Tipo de cambio Pta-US\$

Variables	Métodos			
	ARIMA	KALMAN	HODRICK- PRESCOTT	BEAN
Δm_t^{na}	-0,0947 (0,4450)	-0,1081 (0,4006)	0,2020 (0,3458)	-0,0945 (0,4735)
Δm_t^{*na}	0,2965 (0,2941)	0,2618 (0,4506)	0,3299 (0,2031)	0,2196 (0,4142)
Δy_t^{na}	-0,0042 (0,9399)	-0,0369 (0,4129)	0,0530 (0,3562)	-0,0045 (0,8817)
Δy_t^{*na}	0,3300 (0,3707)	0,2996 (0,4812)	-0,2512 (0,4188)	0,1169 (0,6745)
Δi_t^{na}	-0,0035 (0,1648)	-0,0023 (0,4487)	-0,0016 (0,4400)	-0,0004 (0,8771)
Δi_t^{*na}	0,0192 <i>b</i> (0,0384)	0,0195 <i>b</i> (0,0271)	-0,0065 (0,3848)	0,0369 <i>a</i> (0,0006)
$\Delta \pi_t^{na}$	0,0015 (0,8340)	0,0972 (0,8586)	-0,4321 (0,2520)	-0,0011 (0,8203)
$\Delta \pi_t^{*na}$	-0,0097 (0,4524)	-0,7375 (0,2925)	1,0135 <i>b</i> (0,0250)	-0,0097 (0,2986)
Δbc_t^{na}	0,00004 (0,2260)	-0,000002 (0,9619)	-0,00002 (0,5867)	-0,00005 (0,2841)
Δbc_t^{*na}	-0,0001 (0,9084)	0,0019 (0,2570)	0,0031 <i>c</i> (0,0900)	0,0007 (0,5452)
Δdf_t^{na}	-0,00003 <i>a</i> (0,0036)	-0,000001 (0,6024)	-0,000009 <i>c</i> (0,0537)	-0,00001 (0,2110)
Δdf_t^{*na}	0,0002 <i>c</i> (0,0696)	0,0001 (0,2199)	0,0001 (0,4599)	0,0006 <i>a</i> (0,0000)
DW	1,2423	1,3315	1,2291	1,1852
CHOW1	0,8881	0,6974	0,7619	0,9221
CHOW2	0,5158	0,9838	0,6230	1,7148 <i>b</i>

Notas:

- (i) cola de probabilidad del estadístico t entre paréntesis.
- (ii) a, b y c denotan significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.
- (iii) la varianza del término de error se ha modelizado según un ARCH (1).

preciación de la peseta en presencia de unas ofertas monetarias española y alemana menores que las esperadas; un nivel de actividad alemán mayor que el esperado; un tipo de interés español menor que el esperado; una tasa de inflación alemana menor que la esperada; y un déficit fiscal español mayor que el esperado.

A su vez, la estimación del modelo para el tipo de cambio peseta-dólar, que aparece en los cuadros 2B, 3B, 4B y 5B, ofrece unos resultados mucho más erráticos. En principio, sólo se detectaría una mayor depreciación de la peseta frente al dólar ante un déficit comercial americano menor que el esperado; y, ocasionalmente, ante una oferta monetaria americana mayor que la esperada, un tipo de interés americano mayor que el esperado, una tasa de inflación americana mayor que la esperada, un déficit fiscal español mayor que el esperado, y un déficit fiscal americano menor que el esperado.

En las dos últimas líneas de los cuadros 2, 3, 4 y 5 se presentan, para las distintas ecuaciones estimadas, los resultados del contraste de estabilidad de Chow calculado para dos posibles puntos de ruptura estructural: la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME en junio de 1989 y el período de turbulencias en los mercados cambiarios que comenzó en septiembre de 1992. Como puede verse, para el primer punto de ruptura considerado no se rechazaría la hipótesis nula de estabilidad de las ecuaciones estimadas en ninguno de los casos y para ninguno de los dos tipos de cambio; no así para el segundo punto de ruptura ya que, si bien tampoco se rechazaría la hipótesis nula de estabilidad en el caso del tipo de cambio peseta-marco alemán, la misma hipótesis no podría aceptarse de forma rotunda en el caso del tipo de cambio peseta-dólar estadounidense.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha llevado a cabo un contraste del modelo de nueva información para los casos del tipo de cambio de la peseta con respecto al marco alemán y al dólar estadounidense, utilizando datos mensuales para el período enero de 1986-junio de 1996. En los modelos estimados se han considerado 'noticias' sobre una serie de variables 'fundamentales', basadas en la teoría económica: la oferta monetaria, el nivel de actividad, el tipo de interés nominal, la tasa de inflación, el saldo de la balanza comercial y el saldo presupuestario del sector público; todas ellas referidas a España, Alemania y Estados Unidos, y a partir de cuatro métodos alternativos: la metodología ARIMA, el filtro de Kalman, el filtro de Hodrick y Prescott y el modelo de 'sorpresas' de Bean. Las estimaciones se han efectuado utilizando los métodos de mínimos cuadrados ordinarios (corregidos por el procedimiento de Newey y West), regresiones aparentemente no relacionadas, variables instrumentales (corregidas por el procedimiento de Newey y West) y máxima verosimilitud con la varianza del término de error modelizada según el enfoque ARCH.

En general, las conclusiones no se alteraban demasiado cualquiera que fuera el método de estimación o de generación de 'noticias' empleado, ni tampoco diferían significativamente de las encontradas por otros autores para otras monedas (véanse las referencias citadas al comienzo del artículo). Los resultados obtenidos para el tipo de cambio peseta-marco mostraban un efecto significativo sobre las

variaciones registradas por dicho tipo de cambio, por parte de la evolución no anticipada de algunas variables, en particular el tipo de interés alemán, el déficit comercial español y el saldo presupuestario alemán. Sin embargo, en el caso del tipo de cambio peseta-dólar, a pesar de ser estrictamente más flexible que el peseta-marco (ya que en principio no existía una política declarada de intervención sobre dicho tipo de cambio durante el período analizado), los resultados eran menos claros, obteniéndose únicamente un efecto significativo en la mayoría de los casos por parte del déficit comercial americano. Se rechazaba asimismo la existencia de un cambio estructural significativo para el tipo de cambio peseta-marco alemán, tanto en septiembre de 1992 (fecha de comienzo de la ‘tormenta’ monetaria que originó la crisis del SME) como a partir de la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME en junio de 1989. Este resultado se repetía en el caso del tipo de cambio peseta-dólar estadounidense para la última fecha, si bien para la primera sí podría existir evidencia de ruptura estructural en alguno de los casos.

En conclusión, vemos cómo la nueva información sería capaz de explicar sólo parcialmente las fluctuaciones del tipo de cambio de la peseta, en línea con trabajos anteriores realizados para otras monedas. Asimismo, y en la medida en que el procedimiento empleado en este trabajo puede interpretarse como un contraste indirecto de los modelos propuestos por la teoría económica, nuestros resultados serían coherentes con los de otros trabajos disponibles para el caso de la peseta [véanse, por ejemplo, Bajo (1987), Sosvilla (1992) y Camarero y Tamarit (1995)].

En cualquier caso, a la hora de interpretar nuestros resultados no se debe olvidar la dificultad de explicar la evolución de los tipos de cambio; como ha escrito Michael Mussa: “Para juzgar el éxito de un modelo a la hora de superar el contraste conjunto propuesto, es importante tener alguna medida de lo que significa éxito. En mi opinión, un modelo que fuese siempre capaz de explicar un 10 por ciento de la variación trimestre a trimestre de los tipos de cambio (de la manera descrita arriba) sería un éxito. Un modelo que fuese capaz de explicar un 25 por ciento de la variación trimestre a trimestre de los tipos de cambio sería un éxito extraordinario. Un modelo que fuese capaz de explicar más de un 50 por ciento de la variación trimestre a trimestre de los tipos de cambio debería rechazarse por ser demasiado bueno para ser cierto o debería declararse al Vaticano como un milagro que justificaría la canonización de un nuevo santo” [Mussa (1979), pág. 50].

Veinte años después, las palabras anteriores siguen estando de plena actualidad, y la teoría económica sigue encontrando serias dificultades para ofrecer una explicación totalmente convincente sobre las fluctuaciones de los tipos de cambio. Como dice el tópico: se necesita más investigación sobre el tema.

APÉNDICE: DEFINICIONES Y FUENTES DE LOS DATOS

La muestra utilizada está constituida por datos mensuales para el período enero 1986-junio 1996. Los datos proceden de los *Main Economic Indicators* de la OCDE, excepto el tipo de interés americano, los tipos de cambio y los saldos presupuestarios, que se han tomado de *Interest Rates on International Markets* de la OCDE, del *Boletín Estadístico* del Banco de España y de las *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional, respectivamente. Las varia-

bles están sin desestacionalizar, por lo que las ecuaciones estimadas incluyen variables ficticias estacionales, y sus definiciones son las siguientes:

Tipo de cambio: cambio oficial de la peseta con respecto al marco alemán y al dólar estadounidense, media de cifras diarias.

Oferta monetaria: M1, en moneda nacional.

Nivel de producción: índice de producción industrial, 1990 = 100.

Tipo de interés: tipo de interés nominal a tres meses. España: Interbancario a tres meses; Alemania: FIBOR a tres meses; Estados Unidos: Bonos del Tesoro a tres meses.

Tasa de inflación: calculada como $[1n(IPC)_t - 1n(IPC)_{t-12}] \times 100$, a partir del índice de precios de consumo (IPC), 1990 = 100.

Saldo de la balanza comercial: diferencia entre exportaciones e importaciones, en moneda nacional.

Saldo presupuestario del sector público: saldo de operaciones de caja del sector público, en moneda nacional.

Tipo de cambio a plazo de tres meses: cambio a plazo de tres meses de la peseta con respecto al marco alemán y al dólar estadounidense, media de cifras diarias.

Prima o descuento a plazo de tres meses: diferencia entre el tipo de cambio a plazo de tres meses y el tipo de cambio al contado, con respecto al marco alemán y al dólar estadounidense.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bajo, O. (1987): "Modelos monetarios del tipo de cambio y evidencia econométrica. Nuevo examen de los casos peseta-dólar y peseta-marco", *Información Comercial Española* 647, págs. 125-143.
- Bajo, O. y S. Sosvilla (1993): "Teorías del tipo de cambio: Una panorámica", *Revista de Economía Aplicada* 1, n.º 2, págs. 175-205.
- Bean, C.R. (1986): "The estimation of 'surprise' models and the 'surprise' consumption function", *Review of Economic Studies* 53, págs. 497-516.
- Bomhoff, E.J. y P. Korteweg (1983): "Exchange rate variability and monetary policy under rational expectations", *Journal of Monetary Economics* 11, págs. 169-206.
- Camarero, M. y C. Tamarit (1995): "A rationale for macroeconomic policy coordination: Evidence based on the Spanish peseta", *European Journal of Political Economy* 11, págs. 65-82.
- Chinn, M.D. (1996): "Paper pushers or paper money? Empirical assessment of fiscal and monetary models of exchange rate determination", *Journal of Policy Modeling* 19, págs. 51-78.
- Chinn, M.D. y R.A. Meese (1995): "Banking on currency forecasts: How predictable is change in money?", *Journal of International Economics* 38, págs. 161-178.
- Copeland, L.S. (1984): "The pound sterling/US dollar exchange rate and the 'news'", *Economics Letters* 15, págs. 109-113.
- De Grauwe, P. (2000): "The euro-dollar rate anno 2000: An exchange rate in search of fundamentals", conferencia pronunciada en el III Encuentro de Economía Aplicada, Valencia, junio.

- Dornbusch, R. (1980): "Exchange rate economics: Where do we stand?", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, págs. 143-185.
- Edison, H.J. (1997): "The reaction of exchange rates and interest rates to news releases", *International Journal of Finance and Economics* 2, págs. 87-100.
- Edwards, S. (1982a): "Exchange rates and 'news': A multi-currency approach", *Journal of International Money and Finance* 1, págs. 211-224.
- Edwards, S. (1982b): "Exchange rates, market efficiency and new information", *Economics Letters* 9, págs. 377-382.
- Edwards, S. (1983): "Floating exchange rates, expectations and new information", *Journal of Monetary Economics* 11, págs. 321-336.
- Fernández, V.J. y J. Pérez-Campanero (1993): "Política de tipo de cambio", en L. Gámir (ed.): *Política económica de España*, Alianza Editorial, Madrid, págs. 57-78.
- Fiorentini, R. (1996): "The flexible price model of exchange rates determination and the 'news' approach. The case of the Italian lira", *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali* 43, págs. 383-398.
- Frankel, J.A. (1979): "On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials", *American Economic Review* 69, págs. 601-622.
- Frankel, J.A. y A.K. Rose (1995): "Empirical research on nominal exchange rates", en G. Grossman y K. Rogoff (eds.): *Handbook of International Economics* (vol. III), North-Holland, Amsterdam, págs. 1689-1729.
- Frenkel, J.A. (1981): "Flexible exchange rates, prices, and the role of 'news': Lessons from the 1970s", *Journal of Political Economy* 89, págs. 665-705.
- Frenkel, J.A. y M. Mussa (1980): "The efficiency of foreign exchange markets and measures of turbulence", *American Economic Review* 70, págs. 374-381.
- Gámez, C. (1986): "El papel de la 'nueva información' y la eficiencia del mercado de divisas a plazo: Alguna evidencia para el tipo de cambio peseta-dólar", *Cuadernos de Economía* 14, págs. 31-54.
- Hakkio, C.S. y D.K. Pearce (1985): "The reaction of exchange rates to economic news", *Economic Inquiry* 23, págs. 621-636.
- Hardouvelis, G.A. (1988): "Economic news, exchange rates and interest rates", *Journal of International Money and Finance* 7, págs. 23-35.
- Hogan, K., M. Melvin y D.J. Roberts (1991): "Trade balance and exchange rates: Is there a policy signal?", *Journal of International Money and Finance* 10, págs. 90-99.
- Hooper, P. y J. Morton (1982): "Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination", *Journal of International Money and Finance* 1, págs. 39-56.
- Isard, P. (1995): *Exchange rate economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Karfakis, C. y S.-J. Kim (1995): "Exchange rates, interest rates and current account news: Some evidence from Australia", *Journal of International Money and Finance* 14, págs. 575-595.
- King, R.G. y S.T. Rebelo (1993): "Low frequency filtering and real business cycles", *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, págs. 207-231.
- Meese, R.A. y K. Rogoff (1983): "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics* 14, págs. 3-24.
- Mussa, M. (1979): "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 11, págs. 9-57.
- Mussa, M. (1982): "A model of exchange rate dynamics", *Journal of Political Economy* 90, págs. 74-104.

- Mussa, M. (1984): "The theory of exchange rate determination", en J.F.O. Bilson y R.C. Marston (eds.): *Exchange rate theory and practice*, The University of Chicago Press, Chicago, págs. 13-78.
- Obstfeld, M. (1985): "Floating exchange rates: Experience and prospects", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, págs. 369-450.
- Rose, A.K. (1984): "Testing for 'news' in foreign exchange markets", *Economics Letters* 14, págs. 369-376.
- Sosvilla, S. (1992): "Estimación de un modelo de equilibrio de cartera para el tipo de cambio peseta-dólar", *Cuadernos de Economía* 20, págs. 415-436.
- Taylor, M.P. (1995): "The economics of exchange rates", *Journal of Economic Literature* 33, págs. 13-47.

Fecha de recepción del original: agosto, 1998

Versión final: noviembre, 1999

ABSTRACT

In this paper we test the 'news' model for the peseta-German mark and peseta-US dollar cases, using monthly data for the period January 1986-June 1996. We consider 'news' on the money supply, the level of activity, the nominal interest rate, the inflation rate, the trade balance and the public sector budget balance, for Spain, Germany and the United States, and from four alternative methods: the ARIMA methodology, the Kalman filter, the Hodrick-Prescott filter and the Bean 'surprise' model. The results show a partial effect from 'news' with respect to these variables on the fluctuations of the exchange rates under study.

Key words: exchange rates, news, expectations.

JEL classification: F30, F31, G15.