

Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio de la peseta con expectativas racionales.

Consuelo Gámez Amián

*Departamento Fundamentos Análisis Económico.
Facultad de Ciencias Económicas.
Universidad de Málaga
El Ejido, s/n - 29013 Málaga*

Lucía Navarro Gómez

*Departamento Economía Cuantitativa
Facultad de Ciencias Económicas.
Universidad de Málaga
El Ejido, s/n - 29013 Málaga*

**Estimación de un modelo monetario
del tipo de cambio de la peseta con
expectativas racionales**

RESUMEN

El objetivo de este artículo consiste en la estimación de un modelo monetario del tipo de cambio de la peseta en términos de su posición efectiva nominal, bajo la hipótesis de que las expectativas acerca de su evolución futura se forman racionalmente.

Los resultados de la estimación de dicho modelo, formado por un sistema de ecuaciones simultáneas con restricciones no lineales entre los parámetros (introducidas por la hipótesis de expectativas racionales) no parecen avalar la validez del mismo para la peseta, aunque se comprueba que la política monetaria futura esperada ha influido sobre el tipo de cambio de nuestra moneda.

**Estimation of an Exchange Rate
Monetary Model with
Rational Expectations**

ABSTRACT

The aim of his article is the estimation of a monetary model to exchange rate determination for the nominal effective position of peseta, under the Rational Expectation Hypothesis. The estimation results of the model, a system of simultaneous equations with non-linear restrictions across equations (as a consequence of Rational Expectations Hypothesis) show the model does not fit relatively well for the peseta, although it seem that the expectations about future monetary policy have a significant influence on the peseta exchange rate.

Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio de la peseta con expectativas racionales.

0. INTRODUCCIÓN

Desde la perspectiva de un enfoque de equilibrio de stocks, las teorías modernas de determinación del tipo de cambio enfatizan la fuerte dependencia del tipo de cambio respecto de las expectativas del mercado acerca de su evolución futura, expectativas que dependen del comportamiento futuro de las variables económicas relevantes que se supone lo determinan.

Los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio se ubican dentro de dichas teorías, y postulan que las fuerzas económicas básicas que subyacen en la evolución de los tipos de cambio son de carácter monetario. Bajo la hipótesis de movilidad perfecta de capital y de sustituibilidad perfecta entre activos financieros, estos modelos se concentran en las demandas y ofertas de los stocks de dinero, interno y externo, modelándose implícita o explícitamente el papel de las expectativas en la determinación del tipo de cambio. La introducción de la hipótesis de expectativas racionales en un modelo monetario con precios flexibles pone de manifiesto, explícitamente, que la evolución del tipo de cambio de una moneda depende no sólo de los valores actuales de sus determinantes fundamentales (ofertas y demandas de las monedas en cuestión), sino también de las expectativas de su valor futuro.

Los modelos monetarios han constituído un tema de interés para la literatura tanto teórica como empírica sobre la determinación del tipo de cambio en los últimos años. Prueba de esto último es la abundancia de modelos estimados para diversos tipos de cambio, incluidos los de la peseta, pero rara vez se han estimado dichos modelos con ex-

pectativas racionales¹. La motivación última del presente trabajo radica en comprobar si los fallos empíricos detectados en los modelos aplicados a la peseta se deben a que no se han modelizado explícitamente las expectativas acerca del tipo de cambio. Así pues, con este objetivo vamos a estimar un modelo monetario del tipo de cambio con expectativas racionales, aplicado al índice de posición efectiva nominal de la peseta frente al dólar USA, dólar canadiense, marco alemán, franco francés, libra esterlina, lira italiana y yen japonés.

El trabajo se ha estructurado en cuatro secciones y tres apéndices. La sección I presenta el modelo monetario teórico de determinación del tipo de cambio con expectativas racionales², sus supuestos y las implicaciones del mismo. En la sección II se muestra la metodología econométrica utilizada para la reespecificación del modelo teórico de la sección anterior, a fin de poder contrastarlo empíricamente, ya que en el mismo el tipo de cambio aparece en función de los valores futuros anticipados de sus determinantes fundamentales, valores inobservables. Con tal finalidad y utilizando la técnica de Box-Jenkins, se identifican los procesos estocásticos que generan el comportamiento de las variables exógenas, obteniéndose a partir de ellos las expectativas de su evolución futura. En dicha sección, se deducen también las restricciones no lineales entre los parámetros de las ecuaciones del sistema que forman el modelo monetario de determinación del tipo de cambio objeto de estimación, restricciones impuestas por la hipótesis de expectativas racionales. La sección III presenta los resultados obtenidos y, por último, en la IV se comentan las conclusiones del trabajo. Se incluyen también tres apéndices. En el I se describe la elaboración de las variables y se dan las fuentes estadísticas de las series de datos utilizados, en el II se deducen las expectativas de las variables exógenas, a partir de los procesos estocásticos que generan su comportamiento, y en el III se desarrollan matemáticamente las restricciones entre los parámetros.

I. EL MODELO MONETARIO DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO CON EXPECTATIVAS RACIONALES

Las hipótesis que configuran el modelo monetario con E.R., son:

- 1) Flexibilidad de precios y teoría de la paridad del poder adquisitivo.
- 2) Equilibrio monetario.

1. Excepciones son: Hoffman y Schlagenhaut (1983, a) Driskill y Sheffrin, (1980), Woo (1985).

2. Bilson (1978, 1979).

- 3) Condición de paridad de intereses no cubierta.
- 4) Eficiencia en el mercado de divisas spot y forward.
- 5) Hipótesis de expectativas racionales.

Se supone que el tipo de cambio compensa los movimientos de los niveles de precios nacionales, perfectamente flexibles, de modo que se mantiene la paridad del poder adquisitivo:

$$s_t = p_t^* - p_t \quad (1)$$

donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio (definido en términos de unidades monetarias extranjeras por unidad nacional³, p_t es el logaritmo del nivel de precios nacional, e indicando una estrella sobre una variable el valor de la misma para el exterior. Se supone, asimismo, que se mantiene el equilibrio monetario en ambos países:

$$\begin{aligned} m_t - p_t &= k + \tau y_t - \epsilon i_t \\ m_t^* - p_t^* &= k^* + \tau^* y_t^* - \epsilon^* i_t^* \end{aligned} \quad (2)$$

donde "m-p" es el logaritmo de los saldos de dinero nacional (siendo "m" el logaritmo del stock de dinero nominal) y el lado derecho de la ecuación es la demanda de dichos saldos reales, que depende de los niveles de renta real ("y", medida en logaritmos) y del tipo de interés nominal ("i"), habiéndose supuesto una función de demanda de dinero tipo Cagan.

Las dos primeras hipótesis permiten obtener la siguiente expresión del modelo monetario con precios flexibles:

$$s_t = k - m_t + m_t^* - \tau y_t + \tau^* y_t^* + \epsilon^* i_t^* - \epsilon i_t \quad (3)$$

según la cuál, los determinantes últimos del tipo de cambio son las ofertas y demandas de dinero interno y externo, capturando implícitamente la diferencial de interés las expectativas de depreciación del tipo de cambio, bien a través de la condición de Fisher ó del descuento o premio de la moneda nacional en el mercado de divisas a plazo.

Este modelo, que ha sido estimado por distintos autores⁴ para diversos tipos de cambio de la peseta, adolece de deficiencias al suponer que los tipos de interés nominales y el premio forward son variables

3. Se ha usado esta definición al estimarse el modelo con ER para un tipo de cambio "efectivo" nominal de la peseta.

4. Dolado y Durán (1983); Gámez (1985, a); Gámez y Navarro (1984); Bajo (1986); Aguado (1986).

exógenas en un régimen de tipos de cambio flexibles, además de que las estimaciones obtenidas de tal especificación presentan sesgos, originados por las potenciales feedbacks del tipo de cambio sobre los tipos de interés o el premio a plazo. Como veremos posteriormente, la introducción de la hipótesis de expectativas racionales elimina estas deficiencias.

La condición de paridad de intereses cubierta relaciona la diferencial de los tipos de interés nominales al premio o descuento a plazo:

$$i^*_t - i_t = f^t_{t+1} - s_t \quad (4)$$

siendo f^t_{t+1} el logaritmo del tipo de cambio forward vigente en el período t para el período $t + 1$. La incorporación de la condición de la paridad de intereses introduce una variable endógena adicional —el tipo de cambio forward— que hay que especificar. Suponiendo que los mercados de cambios son eficientes, el tipo de cambio forward será igual al tipo de cambio spot futuro esperado en el período $t + 1$, s^e_{t+1} , dada la información disponible relevante en el período t , es decir:

$$f^t_{t+1} = s^e_{t+1} \quad (5)$$

El modelo queda cerrado una vez que se especifica el esquema de formación de expectativas. Si las expectativas se forman racionalmente sabemos que

$$s^e_{t+1} = {}_t E s_{t+1} \quad (6)$$

donde ${}_t E s_{t+1}$ representa la esperanza matemática del logaritmo del tipo de cambio spot que prevalecerá en el período $t + 1$, condicionada a toda la información disponible en el período t .

Teniendo en consideración (6), (5) y (4), la ecuación (3) se transforma en

$$s_t = \frac{1}{1 + \epsilon} k - \frac{1}{1 + \epsilon} m_t + \frac{1}{1 + \epsilon} m^*_t + \frac{\tau}{1 + \epsilon} y_t + \frac{\tau^*}{1 + \epsilon} y^*_t + \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} {}_t E s_{t+1} \quad (7)$$

En adelante, se supondrá que $\tau = \tau^*$ y $\epsilon = \epsilon^*$

La ecuación (7) incluye una variable no observable ${}_t E s_{t+1}$. La racionalidad de las expectativas implica que los agentes conocen —o ac-

túan como si conociesen— el proceso de determinación del tipo de cambio dado por la expresión (7), de modo que el valor esperado del tipo de cambio en el momento t para el período $t + 1$ será:

$$\begin{aligned} {}_tE s_{t+1} = & \frac{+}{1 + \epsilon} \frac{1}{1 + \epsilon} {}_tE[m_{t+1}] + \frac{1}{1 + \epsilon} {}_tE[m^*_{t+1}] + \\ & + \frac{\tau}{1 + \epsilon} {}_tE[y_{t+1}] - \frac{\tau}{1 + \epsilon} {}_tE[y^*_{t+1}] + \\ & + \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} {}_tE[E_{t+1}(s_{t+2})] \end{aligned} \quad (8)$$

expresión que se obtiene tomando la esperanza matemática de (7) para el período $t + 1$.

$$\text{Dado que la } {}_tE[E_{t+1}(s_{t+2})] = {}_tE(s_{t+2}) \quad (9)$$

sustituyendo (9) en (8) y utilizando el mismo procedimiento iterativamente para ${}_tE(s_{t+2})$, ... ${}_tE(s_{t+j})$, se obtiene la siguiente ecuación para el tipo de cambio⁵:

$$\begin{aligned} s_t = & k - \frac{1}{1 + \epsilon} \sum_{j=0}^{\infty} \Omega^j {}_tE m_{t+j} + \frac{1}{1 + \epsilon} \sum_{j=0}^{\infty} \Omega^j {}_tE m^*_{t+j} + \\ & + \frac{\tau}{1 + \epsilon} \sum_{j=0}^{\infty} \Omega^j {}_tE y_{t+j} - \frac{\tau}{1 + \epsilon} \sum_{j=0}^{\infty} \Omega^j {}_tE y^*_{t+j} \end{aligned} \quad (10)$$

5. En realidad la expresión que se obtendrá es:

$$s_t = k - \frac{1}{1 + \epsilon} \sum_{j=0}^n \Omega^j {}_tE m_{t+j} + \dots + \Omega^{n+1} {}_tE(s_{t+j+1})$$

pero dado que $0 < \Omega < 1$, el $\lim_{n \rightarrow \infty} \Omega^{n+1} \rightarrow 0$, deduciéndose así la expresión (10).

$$\text{donde } \Omega = \frac{\epsilon}{1 + \epsilon}$$

La conclusión fundamental del modelo monetario con expectativas racionales se deduce de la ecuación (10): el valor del tipo de cambio actual depende no sólo de los valores actuales de las variables exógenas que el modelo monetario especifica, sino también de los valores futuros esperados de las mismas. Este modelo será objeto de contrastación empírica para el tipo de cambio efectivo nominal de la peseta, pero previo a ella, y como se observa en la ecuación (10), es necesario especificar los procesos estocásticos que generan las variables exógenas m , m^* , y , y^* , a fin de poder predecir sus valores futuros.

II. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

El objetivo de esta sección es doble. En primer lugar, hay que reespecificar el modelo teórico de la sección anterior, ecuación (10), con la finalidad de reemplazar las variables no observables —las expectativas acerca de m , m^* , y , y^* — por variables observables. En segundo lugar, hay que derivar las restricciones no lineales entre los parámetros que impone la hipótesis de expectativas racionales en este modelo.

Con la finalidad de expresar la ecuación (10) en términos de datos observables se han identificado, mediante la técnica de BOX-JENKINS (1970), los procesos estocásticos que generan el comportamiento de las variables exógenas, tanto de España como del conjunto de países que configuran el exterior⁶. No hemos introducido supuestos ad hoc⁷ respecto a estos procesos, para que sean los datos los que determinen su estructura. Utilizando datos mensuales desestacionalizados, durante el período 1973-7 a 1981-9, hemos identificado los procesos de las series del stock de dinero en España y del exterior (m y m^* respectivamente) como procesos ARIMA (2, 2, 0), y los de las series de renta real de Es-

6. Para su elaboración ver Apéndice I.

7. La mayoría de los trabajos teóricos sobre los modelos de determinación del tipo de cambio con expectativas racionales suponen que los procesos que determinan la pauta de las variables exógenas son un paseo aleatorio o un proceso autorregresivo de primer orden (con o sin diferencias); por este motivo, verificamos en primer lugar estos supuestos teóricos en un trabajo previo (Gómez y Navarro (1985)). La no aceptación para la peseta del modelo monetario con ER que encontramos entonces, nos hizo pensar que el rechazo podía provenir de una especificación incorrecta de esos procesos estocásticos (ya que había dudas razonables de que los residuos resultantes no eran ruido blanco), y no de una mala especificación del modelo monetario. Para discernir esta cuestión, hemos dejado ahora que sean los propios datos los que identifiquen los procesos que generan a las variables exógenas.

pañá y del exterior (utilizando como proxies los índices de producción industrial, y e y^* respectivamente) como procesos ARIMA (2, 1, 0). Estos procesos los podemos expresar del siguiente modo:

$$\begin{aligned}\Delta^2 m_t &= \Phi_{1,m} \Delta^2 m_{t-1} + \Phi_{2,m} \Delta^2 m_{t-2} + u_{1t} \\ \Delta^2 m^*_t &= \Phi^*_{1,m} \Delta^2 m^*_{t-1} + \Phi^*_{2,m} \Delta^2 m^*_{t-2} + u_{2t}\end{aligned}\quad (11)$$

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \Phi_{1,y} \Delta y_{t-1} + \Phi_{2,y} \Delta y_{t-2} + u_{3t} \\ \Delta y^*_t &= \Phi^*_{1,y} \Delta y^*_{t-1} + \Phi^*_{2,y} \Delta y^*_{t-2} + u_{4t}\end{aligned}$$

Los valores estimados de los coeficientes $\Phi_{1,m}$, $\Phi_{2,m}$, $\Phi^*_{1,m}$, $\Phi^*_{2,m}$, $\Phi_{1,y}$, $\Phi_{2,y}$, $\Phi^*_{1,y}$, $\Phi^*_{2,y}$ se presentan en la tabla 1, junto con los estadísticos de Box-Pierce para los residuos de cada proceso. Estos estadísticos, en general⁸, sugieren que, a niveles de confianza razonables, los residuos de las series son ruido blanco.

Las ecuaciones (11) las utilizamos para predecir las variables exógenas, m , m^* , y , y^* en los períodos futuros. Las expectativas en t de los valores de dichas variables en $t + 1$ (ver Apéndice II)⁹ vienen dadas por las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned}{}_t E(m_{t+1}) &= m_t + \Delta m_t + \Phi_{1,m} \Delta^2 m_t + \Phi_{2,m} \Delta^2 m_{t-1} \\ {}_t E(m^*_{t+1}) &= m^*_t + \Delta m^*_t + \Phi^*_{1,m} \Delta^2 m^*_t + \Phi^*_{2,m} \Delta^2 m^*_{t-1}\end{aligned}\quad (12)$$

$$\begin{aligned}{}_t E(y_{t+1}) &= y_t + \Phi_{1,y} \Delta y_t + \Phi_{2,y} \Delta y_{t-1} \\ {}_t E(y^*_{t+1}) &= y^*_t + \Phi^*_{1,y} \Delta y^*_t + \Phi^*_{2,y} \Delta y^*_{t-1}\end{aligned}$$

La introducción de estas expectativas de las variables exógenas en la expresión (10) permite obtener la siguiente ecuación:

$$s_t = k - \frac{1}{1 + \epsilon} \left(1 + \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} \right) m_t - \frac{\epsilon}{(1 + \epsilon)^2} \Delta m_t$$

8. Con la excepción de la serie de la renta real de España, cuyo estadístico se escapa de los niveles de significación aceptados normalmente como válidos, aunque para otras especificaciones alternativas del proceso los resultados no fueron mejores.

9. Como puede verse en el Apéndice II, la expresión general de la expectativa de las variables en el período $t + j$ resultan tan engorrosas que, por razones de cálculo, tuvimos que limitar el valor de j a 1.

$$\begin{aligned}
& - \frac{\epsilon \Phi_{1,m}}{(1+\epsilon)^2} \Delta^2 m_t - \frac{\epsilon \Phi_{2,m}}{(1+\epsilon)^2} \Delta^2 m_{t-1} \\
& + \frac{1}{1+\epsilon} \left(1 + \frac{\epsilon}{1+\epsilon}\right) m_t^* + \frac{\epsilon}{(1+\epsilon)^2} \Delta m_t^* \\
& + \frac{\epsilon \Phi_{1,m}^*}{(1+\epsilon)^2} \Delta^2 m_t^* - \frac{\epsilon \Phi_{2,m}^*}{(1+\epsilon)^2} \Delta^2 m_{t-1}^* \\
& + \frac{\tau}{1+\epsilon} \left(1 + \frac{\epsilon}{1+\epsilon}\right) y_t + \frac{\epsilon \tau \Phi_{1,y}}{(1+\epsilon)^2} \Delta y_t \\
& + \frac{\tau \epsilon \Phi_{2,y}}{(1+\epsilon)^2} \Delta y_{t-1} - \frac{\tau}{1+\epsilon} \left(1 + \frac{\epsilon}{1+\epsilon}\right) y_t^* \quad (13) \\
& - \frac{\tau \epsilon \Phi_{1,y}^*}{(1+\epsilon)^2} \Delta y_t^* - \frac{\tau \epsilon \Phi_{2,y}^*}{(1+\epsilon)^2} \Delta y_{t-1}^* + u_{5t}
\end{aligned}$$

Esta ecuación es susceptible de estimación, puesto que todas las variables son ya observables. Ahora bien, dada la forma en que se generan los parámetros de las variables de expectativas, la estimación idónea del modelo monetario con expectativas racionales debe considerar conjuntamente el sistema formado por las ecuaciones (13) y (11), y como

tal debe realizarse la misma¹⁰, siendo necesario además identificar las restricciones no lineales entre los parámetros de las ecuaciones que conforman dicho sistema, las cuales vienen impuestas por la hipótesis de expectativas racionales¹¹.

A fin de identificar las restricciones, se expresa la versión no restringida del modelo como:

$$\begin{aligned}
 s_t = & k + \theta_1 m_t + \theta_2 \Delta m_t + \theta_3 \Delta^2 m_t + \theta_4 \Delta^2 m_{t-1} + \theta_1^* m_t^* + \\
 & \theta_2^* \Delta m_t^* + \theta_3^* \Delta^2 m_t^* + \theta_4^* \Delta^2 m_{t-1}^* + \delta_1 y_t + \delta_2 \Delta y_t + \delta_3 \\
 & \Delta y_{t-1} + \delta_1^* y_t^* + \delta_2^* \Delta y_t^* + \delta_3^* \Delta y_{t-1}^* + u_{6t} \quad (14)
 \end{aligned}$$

Comparando las especificaciones de las ecuaciones (14) y (13), se observa que hay catorce parámetros no restringidos y solamente dos estructurales no identificados en el sistema, τ y ϵ , lo que implica la necesidad de imponer doce restricciones no lineales entre los parámetros de estas ecuaciones. Sin embargo, se observa en la ecuación (13) que los coeficientes de las variables m_t , Δm_t e y_t son iguales y de signo contrario a los de las variables m_t^* , Δm_t^* e y_t^* , así que tenemos ya tres restricciones implícitas entre los parámetros, lo que en realidad reduce el número de restricciones no lineales a nueve y el número de parámetros no restringidos a once. Estos parámetros son los siguientes:

$\theta^*_1, \theta^*_2, \theta_3, \theta_4, \theta^*_3, \theta^*_4, \delta^*_1, \delta_2, \delta_3, \delta^*_2, \delta^*_3$ de los cuales hemos considerado libres a θ^*_1 y δ^*_1 .

La primera restricción se deduce de la relación existente a través de ϵ entre θ^*_1 y θ^*_2 . Igualando las expresiones resultantes de estos dos coeficientes, en términos de ϵ , la primera restricción queda¹²:

$$\frac{(1 - \theta^*_1) \pm \sqrt{1 - \theta^*_1}}{\theta^*_1} = \frac{(1 - 2\theta^*_2) \pm \sqrt{1 - 4\theta^*_2}}{2\theta^*_2} \quad (15)$$

10. Para que el modelo tenga una solución estable, se requiere imponer restricciones explícitas sobre algunos parámetros estructurales (Blanchard, 1979). En el modelo restringido (13), las restricciones suficientes son que $\epsilon < 0$ y $\Phi < 1$. Condiciones adicionales son que los propios procesos estocásticos (11) sean estables.

11. Ver p. ej., Hoffman y Schlagenauf (1983, b), Hoffman y Schmidt (1981), Wallis (1980).

12. Para el desarrollo de esta restricción véase el Apéndice III.

Para que esta ecuación tenga solución real es necesario que:

$$\theta^*_1 < 1$$

$$\theta^*_2 < 1/4$$

estas soluciones de θ^*_1 y θ^*_2 resultan de tomar los valores positivos de las raíces de la expresión (15), que es la única posibilidad de que exista la relación.

A efectos de cálculo y puesto que θ^*_1 es libre, la expresión (15) ha sido aproximada por¹³:

$$\theta^*_2 = \frac{2\theta^*_1}{4 + \theta^*_1} \quad (16)$$

Para las demás restricciones resultan las expresiones siguientes:

$$\theta_3 = -\theta^*_2 \cdot \Phi_{1,m}$$

$$\theta_4 = -\theta^*_2 \cdot \Phi_{2,m}$$

$$\theta^*_3 = \theta^*_2 \cdot \Phi^*_{1,m}$$

$$\theta^*_4 = \theta^*_2 \cdot \Phi^*_{2,m}$$

$$\delta_2 = - \frac{\delta^*_1}{\theta^*_1} \theta^*_2 \Phi_{1,y}$$

$$\delta_3 = - \frac{\delta^*_1}{\theta^*_1} \theta^*_2 \Phi_{2,y} \quad (17)$$

13. Ya que puede aproximarse $\sqrt{1-x}$ por $1 - x/2$.

$$\delta^*_2 = \frac{\delta^*_1}{\theta^*_1} \theta^*_2 \Phi^*_{1,y}$$

$$\delta^*_3 = \frac{\delta^*_1}{\theta^*_1} \theta^*_2 \Phi^*_{2,y}$$

La verificación de las restricciones anteriores permitirá además aceptar o rechazar la hipótesis de expectativas racionales dentro de la estructura del modelo monetario considerado. Los tests estadísticos usuales para verificar estas restricciones son la razón de verosimilitud asociada a los sistemas restringido y no restringido, o el test de Wald que es asintóticamente equivalente.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

El modelo monetario con expectativas racionales, tal y como se ha especificado anteriormente, va a ser aplicado a un índice de posición efectiva nominal de la peseta (IPE), frente a una cesta de monedas (dólar USA, dólar canadiense, franco francés, libra esterlina, lira italiana, marco alemán y yen japonés). Los datos muestrales para todas las variables son observaciones mensuales desestacionalizadas que abarcan el período 1973-7 a 1981-9.

El método de estimación empleado ha sido el de Mínimos Cuadrados en tres Etapas no Lineal (MC3ENL), para tener en cuenta las restricciones no lineales entre los parámetros. Además, dada la autocorrelación observada en las primeras estimaciones, se volvió a estimar bajo la hipótesis de autocorrelación serial de primer orden en las perturbaciones.

A fin de garantizar la fiabilidad de los parámetros estimados del modelo con expectativas racionales, verificamos también si las propias restricciones se pueden aceptar a un nivel de confianza adecuado, mediante el test de la razón de verosimilitud que, bajo la hipótesis nula de que las restricciones son válidas, se distribuye asintóticamente como una χ^2_R , siendo R el número de restricciones. En nuestro caso, la razón de verosimilitud se ha calculado mediante la expresión¹⁴:

14. La expresión del test de verosimilitud puede también obtenerse de esta forma, ver p. ej. Wilson (1973), Bard (1974) o Harvey (1980).

$$T(\text{Ln}|\hat{V}_r| - \text{Ln}|\hat{V}_1|)$$

donde \hat{V}_r y \hat{V}_1 son las estimaciones restringidas y no restringidas de la matriz de covariancias de los residuos, estimados por el método de MC3ENL, en cuyo caso el test es también válido¹⁵.

Bajo estos supuestos, se ha obtenido la razón de verosimilitud para las nueve restricciones que implican la hipótesis de expectativas racionales, estimándose para ello la versión restringida (13) y (11) y no restringida (14) y (11) del modelo. El valor del test ha sido:

$$\chi^2_9 = 18,41$$

Este resultado no apoya estrictamente la especificación seguida por la hipótesis de expectativas racionales¹⁶, al ser el valor crítico de la χ^2 con nueve grados de libertad, al nivel de significación de 0,05, de 16,92. Es evidente que si eligieramos el nivel de significación del 1% aceptaríamos las restricciones, ahora bien además de ser este nivel muy bajo para tener confianza en esa aceptación, otras consideraciones en torno a los resultados de la estimación (tablas 2 y 3) nos hacen inclinarnos por el rechazo de la hipótesis de expectativas racionales dentro del modelo considerado.

Las estimaciones del sistema no restringido aparecen en la tabla 2, una vez corregida la autocorrelación serial¹⁷.

Algunos comentarios respecto a estos resultados nos parecen relevantes. En primer lugar, se observa que los valores estimados de los coeficientes autorregresivos de los procesos de las variables exógenas (8 primeras variables) presentan valores similares a los obtenidos individualmente en los procesos de dichas variables (dados en la tabla 1). En segundo lugar, de entre los coeficientes estimados que son estadísticamente significativos, sólo los de las variables m_t , m^*_t , y^*_t , y^*_{t-1} presentan signos acordes con los postulados por el modelo monetario. Así, aumentos en el stock de dinero de España (del Exterior) producen una depreciación (apreciación) de la peseta en términos de su posición efectiva. Este efecto ha sido una constante de las diversas contrastaciones empíricas

15. Ver p. ej., Harvey (1980) pág. 338.

16. Al igual que sucedía cuando supusimos que las variables explicativas seguían los procesos teóricos habituales (ver nota 7), de nuevo no se aceptan las restricciones que imponen las ER, aún cuando el valor de la χ^2 está ahora más cercano al límite de aceptación usual.

17. También fueron realizadas las estimaciones de los modelos introduciendo una variable ficticia para recoger los efectos de la devaluación oficial de julio de 1977. Estas estimaciones resultaron muy similares a las presentadas en la tabla 2, y el coeficiente de la variable ficticia presentó un valor estadísticamente no significativo, por todo ello se excluyó esta variable de la ecuación del tipo de cambio.

de modelos monetarios aplicados a distintos tipos de cambio de la peseta, sin embargo, este efecto no es una característica propia y distintiva de los modelos monetarios, sino común a otra tipología de modelos. A su vez, los incrementos actuales y retardados de la renta real del exterior producen un efecto depreciatorio sobre la peseta, también acordes con dichos postulados. El resto de los parámetros estimados que son estadísticamente significativos presentan signos incorrectos. Especial mención requieren los coeficientes de la variable renta real, tanto de España como del exterior, ya que el signo de estos coeficientes discrimina entre el enfoque monetario y el enfoque tradicional (equilibrio de flujos) de determinación del tipo de cambio. De acuerdo con el enfoque monetario, incrementos en la renta real de España (exterior), a través de su efecto sobre la demanda de saldos reales, deberían producir una apreciación (depreciación) de la peseta, hecho que no ocurre. Una posible explicación del signo incorrecto de estos parámetros puede deberse a la posibilidad de que el índice de producción industrial no sea una buena aproximación del nivel de renta real. Sin embargo, en otros trabajos¹⁸ donde se utilizan series del P.I.B. real, estos coeficientes o bien resultaron no significativos o, aún siéndolo, presentaban también signos incorrectos.

Por último, en la tabla 3 se dan los valores estimados de los parámetros estructurales del modelo en su versión restringida. En dicha tabla se observa que los valores de la elasticidad renta de la demanda de dinero, τ , y de la semielasticidad de la demanda de dinero respecto al tipo de interés, ϵ , no son acordes con otros valores empíricos de estos coeficientes en otros contextos. En efecto, si aceptamos que los intervalos entre los que se deben encontrar la elasticidad renta y semielasticidad del tipo de interés de la demanda de dinero son¹⁹:

$$0,5 \leq \tau \leq 1,5$$

$$0 \geq \epsilon \geq -3$$

Observamos como los valores estimados de τ y ϵ se escapan de dichos intervalos, no siendo por tanto las magnitudes estimadas de las mismas consistentes con otros valores obtenidos en estimaciones de las funciones de demanda de dinero. Los coeficientes Φ , por su parte, presentan valores similares a los obtenidos en los procesos autorregresivos de las variables exógenas y a los de la estimación no restringida del modelo monetario (tablas 1 y 2).

18. Gámez (1985) y Gámez y Navarro (1985).

19. Bilson, (1978).

Tabla 2

Estimaciones por MC3E de las ecuaciones del modelo monetario con expectativas racionales, en su versión no restringida.

Variables	Coefficientes	T. de Student
$\Delta^2 m_{t-1}$	- 0,618	- 6,95
$\Delta^2 m_{t-2}$	- 0,501	- 5,71
$\Delta^2 m^*_{t-1}$	- 0,960	- 10,53
$\Delta^2 m^*_{t-2}$	- 0,438	- 4,81
Δy_{t-1}	- 0,521	- 5,66
Δy_{t-2}	- 0,304	- 3,28
Δy^*_{t-1}	- 0,027	- 0,30
Δy^*_{t-2}	- 0,325	- 3,35
Kte.	6,392	11,62
m_t	- 1,154	- 4,19
Δm_t	15,047	2,67
$\Delta^2 m_t$	- 2,042	- 0,39
$\Delta^2 m_{t-1}$	- 2,211	- 0,70
m^*_t	1,170	2,68
Δm^*_t	- 7,034	- 2,69
$\Delta^2 m^*_t$	3,033	1,47
$\Delta^2 m^*_{t-1}$	0,667	0,66
y_t	- 1,136	- 3,26
Δy_t	- 0,302	- 0,66
Δy_{t-1}	0,059	0,23
y^*_t	0,701	2,51
Δy^*_t	- 2,718	- 1,51
Δy^*_{t-1}	- 1,124	- 2,09
R^2	0,56	
DW	1,92	

Los valores de los estadísticos R^2 y DW se refieren a los de la ecuación del tipo de cambio.

Tabla 3

Coefficientes estructurales estimados del modelo monetario con expectativas racionales.

Coefficientes	Valor estimado	t de Student
$\Phi_{1,m}$	- 0,615	- 6,81
$\Phi_{2,m}$	- 0,506	- 5,69
$\Phi^*_{1,m}$	- 0,954	- 10,30
$\Phi^*_{2,m}$	- 0,433	- 4,68
$\Phi_{1,y}$	- 0,408	- 4,68
$\Phi_{2,y}$	- 0,168	- 1,99
$\Phi^*_{1,y}$	0,029	0,31
$\Phi^*_{2,y}$	0,315	3,24
ϵ	0,084	
τ	- 0,179	
DW	1,90	

El valor del estadístico de DW se refiere a la ecuación del tipo de cambio.

Todas estas consideraciones, junto con el rechazo de las restricciones que vimos anteriormente, nos llevan a no aceptar el modelo monetario con expectativas racionales como explicativo de la evolución del valor de la peseta. Este rechazo lo avala también la evidencia empírica observada en otros trabajos²⁰ sobre la hipótesis de eficiencia del mercado de divisas, donde se detecta el incumplimiento de la sustituibilidad perfecta entre activos financieros nacionales y extranjeros, siendo esta hipótesis una de las que configuran la estructura teórica del modelo monetario.

20. Ver Gámez (1985, b y 1986).

Ahora bien este rechazo exige algunas matizaciones, pues es cierto que los resultados hubiesen podido quizás mejorarse no introduciendo la simplificación de estimar las expectativas del stock de dinero y de la renta real para un sólo período de adelanto, lo que supone que no pueden incorporarse a dichas expectativas los aumentos esperados de las variables relevantes en períodos superiores a un mes. Por otra parte, la intensa intervención que ha llevado a cabo el Banco de España en el mercado de cambios en bastantes momentos del período analizado aquí, ha podido suscitar expectativas de futuras depreciaciones o apreciaciones en función del sentido de la intervención efectuada y que, de haberse considerado explícitamente en el modelo, hubieran quizás mejorado los resultados del mismo.

IV. CONCLUSIONES

Los resultados del trabajo indican la no aceptación, al nivel de significación habitual, del modelo monetario con expectativas racionales para el índice de posición efectiva nominal de la peseta, durante el período comprendido entre julio de 1973 y septiembre de 1981, y ello fundamentalmente en base a dos razones. Por una parte, el rechazo de las restricciones que impone la hipótesis de expectativas racionales 'dentro' del modelo monetario especificado y por otra parte, a la inconsistencia de los valores 'estimados' dentro del modelo monetario y fuera del mismo (en las funciones de demanda de dinero) de la elasticidad y semielasticidad renta y tipo de interés de la demanda de saldos reales.

Estos resultados sugieren que el fallo empírico del modelo monetario de determinación del tipo de cambio para la peseta no se debe, exclusivamente, a la no modelización explícita de las expectativas acerca del tipo de cambio futuro, expectativas que, de acuerdo con dicho modelo y si son racionales, serán función de los valores esperados del stock de dinero y de la renta real de España y del exterior. Creemos, más bien, que la no aceptación del modelo monetario con expectativas racionales se deriva del hecho de que algunas de las hipótesis teóricas que lo configuran no se mantienen, entre ellas la de sustituibilidad perfecta entre activos financieros. En este supuesto, las expectativas acerca del tipo de cambio futuro no se determinarán como el modelo monetario supone, sino que dependerán también de los valores esperados de otras variables no tenidas en consideración por dicho modelo, en virtud de las hipótesis teóricas en que se basa.

APÉNDICE I

Elaboración de las variables y fuentes estadísticas utilizadas.

Los datos utilizados para las contrastaciones empíricas corresponden a observaciones mensuales desestacionalizadas mediante el método Census X11, que abarcan el período de julio de 1973 a septiembre de 1981.

El tipo de cambio efectivo nominal de la peseta se ha obtenido como una media geométrica ponderada de los índices de valor de la peseta frente a cada una de las monedas escogidas, eligiéndose como base el tipo de cambio medio de la peseta frente a las mismas en el año 1984. Las ponderaciones dadas a cada moneda se han elaborado partiendo de las deducidas en el trabajo de Artus, J. y McGuirk, (1981). La fórmula utilizada para el cálculo del IPE ha sido:

$$\text{IPE}_t = 100 \prod_{i=1}^7 \left(\frac{S_o^{pts/i}}{S_t^{pts/i}} \right)^{T^i} = \prod_{i=1}^7 (IS_t^{i/pts})^{T^i}$$

donde: $S_o^{pts/i}$ representa el tipo de cambio oficial medio de la moneda i ($i = 1, \dots, 7$), expresado en pesetas por unidad de cuenta extranjera.

$s_t^{pts/i}$ = es el mismo tipo de cambio anterior en el período t .

T^i = es la ponderación asignada a cada unidad monetaria extranjera.

$IS_t^{i/pts}$ = simboliza el índice del valor de la peseta frente a la moneda i .

Una vez calculado el tipo de cambio efectivo de la peseta, se elaboraron las variables explicativas para España y para el conjunto de los siete países cuyas monedas intervienen en el cálculo del tipo de cambio.

Las variables que se refieren al resto del mundo se han obtenido convirtiendo las series de cada país a números índices, y calculando después la media geométrica ponderada para cada una de ellas, utilizando la misma metodología que para el cálculo del índice de posición efectiva.

Fuentes Estadísticas Utilizadas

Serie de M3 de España: *Boletín Estadístico del Banco de España.*

Datos a fin de mes.

Series de M3 de Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido: *Main Economic Indicators. OCDE.*

Series de los índices de producción industrial para todos los países: *Main Economic Indicators. OCDE.*

Series de los tipos de cambio de la peseta frente a cada una de las monedas seleccionadas: *Boletín Estadístico del Banco de España.*

APÉNDICE II

En general, la expectativa en el período t del valor de la variable x en el período $t + j$, bajo la hipótesis de que el proceso estocástico que genera a dicha variable es un ARIMA (2, 1, 0), es la siguiente²¹:

$$\begin{aligned} {}_t E(x_{t+j}) = & x_t + \Delta x_t (\Phi_1^j + (j-1) \Phi_1^{j-2} \Phi_2 + \\ & [1 + 2(j-4) + (j-4) \Phi_1^{j-4} \Phi_2^2 + \dots]) \\ & + \Delta x_{t-1} (\Phi_1^{j-1} \Phi_2 + (j-2) \Phi_1^{j-3} \Phi_2^2 + \\ & [1 + 2(j-5) + (j-5) \Phi_1^{j-5} \Phi_2^3 + \dots]) \end{aligned}$$

Esta expresión se obtiene a partir de las esperanzas matemáticas de los sucesivos valores de x :

$$E(x_t) = x_t$$

$$E(x_{t+1}) = E(x_t) + \Phi_1 \Delta x_t + \Phi_2 \Delta x_{t-1}$$

$$E(x_{t+2}) = E(x_{t+1}) + (\Phi_1^2 + \Phi_2) \Delta x_t + \Phi_1 \Phi_2 \Delta x_{t-1}$$

$$E(x_{t+3}) = E(x_{t+2}) + (\Phi_1^3 + 2 \Phi_1 \Phi_2) \Delta x_t + (\Phi_1^2 \Phi_2 + \Phi_1 \Phi_2^2) \Delta x_{t-1}$$

21. Agradecemos la colaboración al profesor Miranda del Departamento de Teoría Económica por la obtención de la expresión general de esta expectativa.

$$E(x_{t+4}) = E(x_{t+3}) + (\Phi_1^4 + 3\Phi_1^2 \Phi_2 + \Phi_2^2) \Delta x_t + (\Phi_1^3 \Phi_2 + 2\Phi_1 \Phi_2) \Delta x_{t-1}$$

$$E(x_{t+j-1}) = E(x_{t+j-2}) + \dots$$

$$E(x_{t+j}) = E(x_{t+j-1}) + \dots$$

La esperanza de x_{t+j} será:

$$E(x_{t+j}) = x_t + \Delta x_t (\Phi_1 + (\Phi_1^2 + \Phi_2) + (\Phi_1^3 + 2\Phi_1 \Phi_2) + \dots) + \Delta x_{t-1} (\Phi_2 + \Phi_1 \Phi_2 + (\Phi_1^2 \Phi_2 + \Phi_2^2) + \dots)$$

Por razones obvias de cálculo, en la expresión general fijamos $j = 1$, dando lugar a las expresiones (12) que figuran en el texto.

APÉNDICE III

Esta restricción se obtiene de igualar los coeficientes de las variables m_t^* e m_t^* , θ_1^* y θ_2^* , de la versión no restringida del modelo con los coeficientes de dichas variables en la versión restringida.

$$\theta_1^* = \frac{1}{1 + \epsilon} \left(1 + \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} \right) \quad (1)$$

$$\theta_2^* = \frac{\epsilon}{(1 + \epsilon)^2} \quad (2)$$

Existe una relación a través de ϵ entre θ_1^* y θ_2^* , en efecto de la expresión (1) tenemos que:

$$(1 + \epsilon)^2 \theta_1^* = 1 + 2\epsilon$$

es decir:

$$\theta^*_{1} \epsilon^2 + 2\epsilon (\theta^*_{1} - 1) + \theta^*_{1} - 1 = 0;$$

$$\epsilon = \frac{-(\theta^*_{1} - 1) \pm \sqrt{(\theta^*_{1} - 1)^2 - \theta^*_{1} (\theta^*_{1} - 1)}}{\theta^*_{1}}$$

luego

$$\epsilon = \frac{(1 - \theta^*_{1}) \pm \sqrt{1 - \theta^*_{1}}}{\theta^*_{1}} \quad (3)$$

De la expresión (2) tenemos que:

$$(1 + 2\epsilon + \epsilon^2) \theta^*_{2} = \epsilon; \theta^*_{2} \epsilon^2 + \epsilon (2\theta^*_{2} - 1) + \theta^*_{2} = 0$$

$$\begin{aligned} \epsilon &= \frac{-(2\theta^*_{2} - 1) \pm \sqrt{(2\theta^*_{2} - 1)^2 - 4\theta^{*2}_{2}}}{2\theta^*_{2}} = \\ &= \frac{(1 - 2\theta^*_{2}) \pm \sqrt{4\theta^{*2}_{2} + 1 - 4\theta^*_{2} - 4\theta^{*2}_{2}}}{2\theta^*_{2}} \end{aligned}$$

luego

$$\epsilon = \frac{1 - 2\theta^*_{2} \pm \sqrt{1 - 4\theta^*_{2}}}{2\theta^*_{2}} \quad (4)$$

igualando las soluciones de ϵ en (3) y (4) se obtiene la primera restricción.

BIBLIOGRAFÍA

- AGUADO, S. (1986), *Un modelo monetario simple de determinación del tipo de cambio. La cotización peseta-dólar (1977-1980)*. ICE n.º 632, págs. 79-89.
- ARTUS, J. y MCGUIRK, A.K. (1981), *A Revisited Version of the Multilateral Exchange Rate Model*, Staff Papers, I.M.F., Vol. 28, págs. 275-309.
- BAJO RUBIO, O. (1986), *Modelos Monetarios del tipo de cambio y evidencia econométrica. Un análisis de los casos peseta-dólar y peseta-marco*, Información Comercial Española, n.º 632, págs. 63-77.
- BARD, Y. (1974), *Non Linear Parameter Estimation*, New York, Academic Press.
- BARRO, R.J. (1978, b), *A Stochastic Equilibrium Model of an Open Economy under Flexible Exchange Rates*, The Quarterly Journal of Economics, vol. XCII, n.º 1, págs. 149-64.
- BILSON, J.F. (1978), *Rational Expectations and the Exchange Rates*, en The Economic of Exchange Rates, Frenkel, J.A. y Johnson, H.G., Ed., Addison-Wesley, págs. 75-96.
- BILSON, J.F. (1979), *Recent Developments in Monetary Models of Exchange Rate Determination*, Staff Papers, I.M.F., vol. 26, n.º 2, págs. 201-23.
- BOX, G.E. y JENKINS, G.M. (1970), *Time Series Analysis*, HoldenDay, S. Francisco.
- DOLADO, J.J. y DURAN, J. (1983), *Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta-dólar*, Información Comercial Española, n.º 604, págs. 95-108.
- DRISKILL, R.A. y SHEFFRIN, S.M., *On Testing Monetary Models of Exchange Rate Determination* Working Papers Series, n.º 159. Department of Economics, University of California.
- EDWARDS, S. (1983), *Floating Exchange Rates, Expectations and the New Information*, Journal of Monetary Economics, vol. 11, n.º 3, págs. 321-36.
- GAMEZ AMIAN, C. (1985, a), *Teoría monetaria de los tipos de cambio. Evidencia para la peseta*, Universidad de Málaga, Ed.
- GAMEZ AMIAN, C. (1985, b), *Expectativas Racionales y la eficiencia del mercado de divisas a plazo de la peseta*, Cuadernos de Economía, n.º 38, págs. 457-76.
- GAMEZ AMIAN, 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, n.º 39, págs. 31-54.
- GAMEZ AMIAN, C. y NAVARRO GOMEZ, L. (1984), *Modelos monetarios del tipo de cambio. Aplicación al índice de posición efectiva de la peseta*, IX Simposio de Teoría Económica y Econometría. Barcelona.
- GAMEZ AMIAN, C. y NAVARRO GOMEZ, L. (1985), *Expectativas racionales y tipo de cambio: un análisis empírico de la peseta*, X Simposio de Análisis Económico. Barcelona.
- HARVEY, A.C. (1981), *The Econometric Analysis of Time Series*, Oxford, Phillip Allan.
- HOFFMAN, D.L. y SCHLAGENHAUF, D.E. (1983, a), *Rational Expectations and Monetary Models of Exchange Rate Determination. An Empirical Examination*, Journal of Monetary Economics, vol. II, págs. 247-60.

HOFFMAN, D.L. y SCHLAGENHAUF, D.E. (1983, b), *Rationality, Specification Test, and Macroeconomic Models*, Journal of Econometrics, vol. 21, págs. 367-86.

HOFFMAN, D.L. y SCHMIDT (1981), *Testing the Restrictions Implied by the Rational Expectations Hypothesis*, Journal of Econometrics, vol. 15, págs. 265-87.

MUSSA, M. (1979), *Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates of the Foreign Exchange Market*, en Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, vol. II, págs. 9-57.

NELSON, Ch. R. (1973), *Applied Time Series Analysis*, Holden-Day, S. Francisco.

WALLIS, K.F. (1980), *Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis*, *Econometría*, vol. 48, n^o 1, págs. 49-73.

WILSON, G.T. (1973), *The Estimation of Parameters in Multivariate Time Series Models*, Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B., n^o 1, págs. 76-85.

WOO, W.T. (1985), *The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations, The Dollar Deutchmark Rate*, Journal of International Economics, vol. 8, págs. 1-16.