

Expectativas racionales y eficiencia del mercado de divisas a plazo de la peseta.

Consuelo Gámez Amián

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

**Expectativas racionales y eficiencia del
mercado de divisas a plazo de la peseta.**

**Rational Expectations and the Peseta
Forward Exchange Market Efficiency.**

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es comprobar si se satisface la hipótesis de que las expectativas en el mercado de divisas de la peseta son racionales. Para ello se analiza la relación que puede establecerse entre dicha hipótesis y la de eficiencia del mercado de divisas a plazo, con objeto de determinar si ésta última puede utilizarse como el medio para verificar la primera. La evidencia que se presenta para los tipos de cambio pta/dólar, pta/marco, pta/marco francés, pta/libra esterlina no es totalmente consistente con la hipótesis de eficiencia del mercado de divisas a plazo y por consiguiente se concluye señalando la necesidad de proceder a la verificación de la hipótesis de expectativas racionales por la vía de introducir nuevas variables en el conjunto de información, como pueden ser la existencia de una prima de riesgo y el papel de la nueva información.

ABSTRACT

The main claim of this paper is to verify the Rational Expectation Hypothesis (REH) for the peseta forward exchange market. To this end the relationship between the RE hypothesis and the hypothesis of efficiency in the forward market is analysed to use the later for testing the former one. Estimating results show that the efficiency hypothesis is not totally consistent for the peseta/dollar, peseta/mark, peseta/french franc and peseta/sterling pound exchange rates and therefore it is concluded the necessity of verifying the RE hypothesis by introducing new variables in the information set as right be a risk premia and role of new information.

Expectativas racionales y eficiencia del mercado de divisas a plazo de la peseta.

I. INTRODUCCION

Las expectativas juegan un papel importante en cualquier modelo de determinación del tipo de cambio. Su importancia se manifiesta explícitamente en los modelos englobados dentro del enfoque de "equilibrio de stocks" (asset market models). En tales modelos, el tipo de cambio se considera como el precio de un activo que se ajusta para asegurar el equilibrio de stocks en el mercado de activos financieros. Como tal, el tipo de cambio actual depende, en gran medida, del valor futuro esperado del mismo. Las expectativas acerca del tipo de cambio ocupan una, pues, posición clave y su especificación es crucial.

Normalmente, se supone que las expectativas son racionales, es decir, que se formulan utilizando eficientemente toda la información disponible relevante. El objetivo de este trabajo consiste en verificar esta hipótesis utilizando la noción de eficiencia del mercado de divisas a plazo. En un mercado eficiente¹ los precios vigentes reflejan "plenamente" toda la información disponible relevante, y no existen oportunidades de beneficios no aprovechadas. Si las expectativas acerca del tipo de cambio spot futuro se forman racionalmente y hay neutralidad ante el riesgo, se deduce que el tipo de cambio forward, vigente en el mercado a un determinado plazo, es un predictor insesgado del correspondiente tipo spot futuro². En la sección II se discute la relación entre la eficiencia del mercado de divisas a plazo y la hipótesis de expectativas racionales. En la sección III se especifican diferentes tests de eficiencia, utilizando definiciones alternativas del conjunto de información disponible a los participantes en el mercado. En la sección IV se dan los resultados obtenidos en los diferentes tests, y por último, en la sección V, se presentan las principales conclusiones.

1. Para una descripción general de la eficiencia en los mercados de activos, véase, Fama (1970, 1976).

2. LEVICH (1979) y KOLHANGEN (1978) proporcionan surveys sobre la eficiencia de los mercados de divisas.

II. EXPECTATIVAS RACIONALES Y DE EFICIENCIA DEL
MERCADO DE DIVISAS A PLAZO.

Una formulación general de un modelo "asset-market" de determinación del tipo de cambio es:

$$S_t = G(X_t; S_{t+1}^e) \quad (1)$$

donde S_t , el tipo de cambio spot actual, es alguna función de sus determinantes fundamentales, X_t , y también del tipo spot que se espera prevalezca en el próximo período, S_{t+1}^e . Si se supone que las expectativas son racionales:

$${}_t S_{t+1}^e = E(S_{t+1} / \Omega_t) \quad (2)$$

es decir, la expectativa formada en el período t acerca del tipo de cambio que prevalecerá en $t+1$ se basan sobre el uso eficiente de toda la información disponible en el período t , Ω_t . Si suponemos que esta información incluye el "verdadero" modelo dado por la ecuación (1), se muestra fácilmente que el tipo de cambio actual, bajo la hipótesis de expectativas racionales (ER), es una función no sólo de los valores actuales de sus determinantes fundamentales, X_t , sino también de sus valores futuros esperados;

$$S_t = F \left[\sum_{j=0}^{\infty} E(X_{t+j} / \Omega_t) \right] \quad (3)$$

Un método para verificar que las expectativas son racionales consistiría en estimar los valores futuros esperados de las variables X , identificando los procesos que generan la pauta temporal de dichas variables, por ejemplo, mediante la técnica de Box-Jenkins, e introducir estos valores en el modelo general (3), procediendo a la estimación del modelo simultáneo resultante y contrastar, posteriormente, si se verifican las restricciones que la hipótesis ER implica. Para ello es necesario especificar un modelo "particular" de determinación del tipo de cambio.

Otro método para verificar si las expectativas acerca del tipo de cambio se forman racionalmente consiste en basarse en el concepto de eficiencia del mercado de divisas a plazo. Siguiendo a Fama, como ya indicamos anteriormente, un mercado eficiente es aquél en el cual los precios reflejan "plenamente" toda la información disponible relevante. De este modo, si

$$Z_{j, t+n} = P_{j, t+n} - E(P_{j, t+n}/\Omega_t) \quad (4)$$

donde $P_{j, t+n}$ es el precio del activo j en el período $t+n$, E es el operador de expectativas y Ω_t el conjunto de información disponible relevante plenamente reflejado en $P_{j,t}$, precio del activo j en el momento t , entonces

$$E(Z_{j, t+n}/\Omega_t) = 0 \quad (5)$$

y esta propiedad elimina toda posibilidad de especular obteniendo beneficios sistemáticos.

Este concepto de eficiencia se puede aplicar al mercado de divisas. Si

$$\epsilon_{t+n}^i = S_{t+n}^i - E(S_{t+n}^i/\Omega_t) \quad (6)$$

donde el superíndice i indica la moneda cuyo tipo de cambio frente a la peseta nos ocupa, entonces

$$E(\epsilon_{t+n}^i/\Omega_t) = 0$$

implicando que, si el mercado es eficiente, los errores de predicción del tipo de cambio son independientes del conjunto de información.

Ahora bien, la hipótesis no se puede verificar empíricamente, ya que $E(S_{t+n}^i/\Omega_t)$ es una variable no observable. Sin embargo, si se supone que no existe aversión al riesgo, es decir, la prima de riesgo es nula, entonces los distintos activos financieros internacionales son perfectamente sustitutivos entre sí, y por el cumplimiento de la condición de paridad de intereses cubierta y no cubierta:

$$E(S_{t+n}^i/\Omega_t) = F_{t,n}^i \quad (7)$$

donde $F_{t,n}$ es el tipo de cambio a un plazo n , en el período t^3 .

Por tanto, el mercado es eficiente si:

$$F_{t,n}^i = E(S_{t+n}^i / \Omega_t) \quad (8)$$

$$E(\epsilon_{t+n}^i / \Omega_t) = 0, \text{ donde:} \quad (8)$$

$$\epsilon_{t+n}^i = S_{t+n}^i - F_{t,n}^i$$

es decir, la discrepancia entre el tipo a plazo, $F_{t,n}$ y el tipo spot observado en $t+n$, es independiente del conjunto de información en t . Bajo estos supuestos, el tipo de cambio forward, $F_{t,n}$, resulta ser un predictor insesgado y eficiente del tipo spot futuro, S_{t+n} .

Hemos de hacer algunas puntualizaciones. En primer lugar, la hipótesis de que el mercado de divisas a plazo es eficiente consta a su vez de dos hipótesis:

- las expectativas se forman racionalmente: ${}_t S_{t+n}^e = E(S_{t+n} / \Omega_t)$
- los costes de transacción e información son pequeños, es decir, existe información perfecta en el mercado y ésta se disemina por igual entre todos los participantes en el mismo.

En este sentido, y admitiendo que en los mercados de divisas los costes de transacción e información son bajos, las hipótesis de eficiencia del mercado a plazo y de expectativas racionales son hipótesis sinónimas. En segundo lugar, la eficiencia del mercado no es condición suficiente para que el tipo forward sea igual al tipo spot futuro esperado, es necesario, además, que los costes de transacciones en los mercados spot y forward sean iguales y que no exista prima de riesgo. Si ésta existe, bien porque los especuladores como grupo sientan aversión por el riesgo (en cuyo caso, en términos de la teoría tradicional del mercado forward, la oferta de fondos especulativos no es infinitamente elástica al tipo spot futuro esperado), bien porque éste no se puede diversificar

3. Por la paridad de intereses cubierta

$$i_t - i_t^* = F_{t,n} - S_t = d_t$$

siendo i_t , i_t^* los tipos de rendimiento nominal de los activos financieros con iguales características, excepto la moneda en que se denominan, y d_t el descuento o premio forward en t . Por la condición de paridad de intereses no cubierta $i_t - i_t^* = \frac{e}{S_{t+n}} - S_t$. Si las expectativas son racionales, se obtiene (8).

plenamente⁴, entonces $F_{t,n} \neq {}_tS_{t+n}^e$, sin que falle la hipótesis de eficiencia del mercado. En este supuesto:

$${}_tS_{t+n}^{e,i} = F_{t,n}^i + \rho_t^i \quad (9)$$

$$E(S_{t+n}^i / \Omega_t) = F_{t,n}^i + \rho_t^i$$

$$(S_{t+n}^i - F_{t,n}^i) = \rho_t^i + \epsilon_t^i ; E[(\rho_t^i + \epsilon_t^i) / \Omega_t] \neq 0 \quad (9)$$

donde ρ_t es la prima de riesgo y ϵ_t es el error de predicción. La posible existencia de una prima de riesgo es importante. Los tests de eficiencia del mercado implican la independencia del término de error observado entre el tipo de forward y el tipo spot correspondiente ($\rho_t + \epsilon_t$) con el conjunto de información; por tanto, estos tests, implican la hipótesis conjunta de expectativas racionales y la ausencia de una prima de riesgo. Esto, obviamente, introduce una ambigüedad si los resultados empíricos son negativos. Si la hipótesis de eficiencia fracasa, ¿se debe a que el mercado no procesa eficientemente la información disponible, o a que las expectativas no se forman racionalmente, o bien es debido a una prima de riesgo no nula y variable?.

III. TEST DE EFICIENCIA

La mayoría de los trabajos empíricos sobre eficiencia del mercado de divisas forward presuponen un componente de la hipótesis conjunta como dado (prima de riesgo nula) e interpretan los resultados como evidencia de que el mercado es eficiente y las expectativas son racionales (Cornell (1977); Cornell y Dietrich (1978); Frankel (1980); Frenkel (1977, 1981)). Otros, (Frankel (1982), Stockman (1978)) presuponen que el mercado es eficiente e interpretan los resultados como evidencia de una prima de riesgo no nula.

4. FRANKEL (1979) indica que la aversión por el riesgo no es una condición suficiente para la existencia de una prima de riesgo. Las condiciones suficientes son aversión por el riesgo y cualquiera de las siguientes: costes de transacciones no nulos, existencia de activos "outside", o correlación no nula entre el valor de la moneda y el valor real de otras formas de riqueza. No hay prima de riesgo si ninguna de estas tres condiciones se mantiene, porque entonces el premio de riesgo se puede diversificar completamente.

Suponiendo neutralidad ante el riesgo, o bien que, si éste existe, se puede diversificar plenamente (en ambos casos $\rho = 0$), un test de la hipótesis de mercados eficientes (HME) y expectativas racionales (ER) consistiría en estimar el modelo:

$$s_{t+n}^i - f_{t,n}^i = \psi \Omega_t + \eta_{t+n} \quad (10)$$

donde s es el logaritmo del tipo spot y f es el logaritmo del tipo a plazo⁵, y después, verificar la hipótesis nula:

$$H_0: \hat{\psi} = 0$$

frente a la alternativa:

$$H_1: \hat{\psi} \neq 0$$

Bajo la hipótesis nula, ninguna de las variables incluidas en Ω_t ayudaría a explicar s_{t+n} , dado que $f_{t,n}$ está incluido en el conjunto de información. Si sólo se incluye un término constante en el conjunto de información, la HME implicaría estimar el modelo:

$$s_{t+n}^i = \beta_0 + \beta_1 f_{t,n}^i + \eta_{t+n} \quad (11)$$

y verificar que:

- β_0 no difiere significativamente de cero.
- β_1 no difiere significativamente de la unidad.
- Los residuos η_{t+n} no están correlacionados serialmente, ya que se supone que las expectativas son racionales y no se producirán errores de predicción sistemáticos.

Por otro lado, la eficiencia del mercado de divisas a plazo requiere que el tipo de cambio forward prevaleciente en el período t recoja toda la información disponible relevante en ese período, de modo que $f_{t,n}$ contenga la información que suministra el tipo forward en $t-1$, $f_{t-1,n}$. Ello implica que, si en la ecuación (11) se incluyen valores retardados adicionales del tipo de cambio a plazo, no se debería alterar de forma apreciable el coeficiente de determinación, y los valores estimados de los tipos de cambio a plazo retardados no deberían diferir significativamente de cero. El modelo a estimar es:

5. El modelo se expresa en términos logarítmicos para no incurrir en la paradoja de Siegel (1972).

$$s_{t+n}^i = \beta_0 + \beta_1 f_{t,n}^i + \beta_2 f_{t-1,n}^i + \eta_{t+n} \tag{12}$$

y la hipótesis de eficiencia del mercado a plazo requiere verificar la hipótesis conjunta de que $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ y $\beta_2 = 0$, y que η_{t+n} no está correlacionado serialmente.

Por otra parte, la hipótesis de que las expectativas son racionales requiere que los errores de predicción cometidos en los contratos forward no estén correlacionados serialmente. Es decir,

$$E(s_{t+n}^i - f_{t,n}^i / s_{t-1+n}^i - f_{t-1,n}^i) = 0 \tag{13}$$

lo que equivale a estimar:

$$s_{t+n}^i - f_{t,n}^i = \beta_0 + \beta_1 (s_{t-1+n}^i - f_{t-1,n}^i) + \eta_{t+n} \tag{14}$$

y verificar la hipótesis conjunta nula ($\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 0$) y que $\eta_{t+n} = (0, \sigma^2)$.

Por último, aunque los tests especificados en las ecuaciones (11), (12) y (14) permiten verificar las hipótesis de HME y ER (la denominada por Bilson (1981) hipótesis de eficiencia especulativa), la estimación de la ecuación (11) en tasas de crecimiento daría lugar a la siguiente ecuación:

$$s_{t+n}^i - s_t^i = \beta_0 + \beta_1 (f_{t,n}^i - s_t^i) + \eta_{t+n} \tag{15}$$

lo que permite además comprobar si la tasa de apreciación o depreciación registrada ($s_{t+n}^i - s_t^i$) se anticipó o no correctamente por el mercado, y, en este sentido, si el premio o descuento forward existente en el período t, ($f_{t,n}^i - s_t^i$), fue un buen predictor de la tasa de variación registrada en t+n.

En efecto, la tasa de variación registrada del tipo spot ($s_{t+n} - s_t$) se puede expresar de la siguiente forma:

$$s_{t+n} - s_t = ({}_t s_{t+n}^e - s_t) + (s_{t+n} - {}_t s_{t+n}^e) \tag{16}$$

El término (${}_t s_{t+n}^e - s_t$) mide la tasa de depreciación o apreciación anticipada en el período t (descuento o premio forward), mientras que el término ($s_{t+n} - {}_t s_{t+n}^e$) es la tasa de variación no anticipada por el mercado en el período t. Mussa (1979) señala que "más del noventa por

ciento de los cambios mensuales o trimestrales observados en los tipos de cambio son atribuibles a cambios no anticipados⁶” y Dornbusch (1980) se expresa en términos similares, al indicar que “los cambios no anticipados constituyen casi la totalidad de la variación actual de los tipos de cambio⁷”.

Si los mercados de activos son eficientes, toda la información disponible se incorpora inmediatamente en los precios de los activos y por tanto en los tipos de cambio. No tomando en consideración, por ahora, la prima de riesgo, ni la existencia de distintos costes de transacciones en mercados spot y forward, las desviaciones de los tipos de cambio de la pauta implicada por la diferencial de los tipos de interés nominales (es decir, por el premio o descuento forward) serán debidas a la “nueva información” o innovaciones que recibe el mercado entre el período t , en que se materializó el contrato forward, y $t + n$. Esta nueva información disponible entre t y $t + n$ afectará a la diferencia entre el tipo spot en $t + n$ y la previsión que el mercado hizo acerca de su valor, $t s_{t+n}^e$, en el período t , cuando no se disponía de tal información y explica, por tanto, el error de predicción cometido por el mercado $(s_{t+n} - t s_{t+n}^e)$ ⁸. No es de extrañar, como indica Frenkel (1981), que en períodos dominados por incertidumbres, rumores, nueva información, etc, los tipos de cambios spot muestren grandes fluctuaciones y que el premio o descuento forward, es decir, la tasa de variación anticipada por el mercado prevea mal la depreciación registrada, sin que se pueda inferir que el mercado a plazo sea ineficiente y por tanto, las expectativas no racionales.

IV. RESULTADOS EMPIRICOS.

Los tipos de cambio analizados son los del dólar USA, marco alemán, franco francés y libra esterlina frente a la peseta. Los tipos de cambio a plazo corresponden a la cotización al plazo de 1 mes de las monedas citadas, el último día hábil de cada mes⁹. Dado que el mercado de cambio es volátil y los tipos de cambio spot suelen fluctuar bastante día a día, trabajamos con los tipos spot vigentes en el mercado 30 días después de materializarse el contrato a plazos más 2 días hábiles¹⁰. De esta forma no hay discrepancias entre $f_{t,30}$ y s_{t+30} .

6. MUSSA (1979) pág. 21.

7. DORNBUSCH (1980) pág. 159.

8. Véase, DORNBUSCH (1980), EDWARDS (1983), FRENKEL (1981), MUSSA (1982).

9. Los datos fueron suministrados por el Servicio de Estudios del Banco Exterior.

10. Dado que en el mercado de divisas spot se trabaja con 2 días hábiles.

El período muestral abarca desde septiembre de 1977 a enero de 1985.

Los resultados obtenidos de los dos primeros tests de eficiencia especulativa, ecuaciones (11) y (12), se dan en la tabla 1. En ella se recogen los valores estimados de los coeficientes, junto al D-W y el valor de la F, para verificar la correspondiente hipótesis nula conjunta. Si la hipótesis de eficiencia y la ausencia de una prima de riesgo no se rechazan, entonces la estimación mínimo-cuadrática de la ecuación (11) debe dar:

$$\beta_0 = 0 ; \beta_1 = 1 \text{ y } E(\eta_i, \eta_j) = 0 \quad i \neq j$$

Si hay evidencia de autocorrelación residual, ésta puede indicar la existencia de una prima de riesgo, aún si el mercado es eficiente¹¹. Como se observa en la tabla, líneas (1), (4), (7) y (11), sólo el marco alemán pasa este primer test. Las estimaciones para los tipos de cambio del dólar USA, franco francés y libra esterlina arrojan indicios de residuos autocorrelacionados, por lo que se ha verificado la hipótesis conjunta nula ($\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$)¹². Los resultados de la reestimación de la ecuación (11) por mínimos cuadrados generalizados para estos tres tipos de cambio, previo análisis de los residuos aparecen en las líneas (2), (8) y (12). Como se observa por el estadístico¹³, no se rechaza la hipótesis nula para el tipo de cambio del dólar USA¹⁴ y la libra esterlina. Sin embargo, para el franco francés se rechazan tanto la hipótesis conjunta nula como las individuales.

El que el coeficiente estimado β_0 para el franco francés difiera significativamente de cero podría deberse a la existencia de una prima de riesgo. En efecto, suponiendo que ésta existe y que sea constante, $f_{t,1} = \rho + E(s_{t+1})$ y la hipótesis de eficiencia ahora implicaría que

$$s_{t+1} = E(s_{t+1}) + \eta_{t+1} = -\rho + f_{t,1} + \eta_{t+1} \quad (17)$$

En este supuesto, la estimación de la ecuación (17) (similar a la

11. PAPADIA (1981), FAMA (1984), CUMBY Y OBSTFELD (1981), FRANKEL (1980).

12. La autocorrelación sesga a la baja los errores estándar estimados y puede llevar a rechazar fácilmente la hipótesis nula.

13. Los grados de libertad difieren entre monedas, al ser distinto el orden de la autocorrelación residual corregida.

14. Este resultado contradice el dato por Ridruejo (1985) para el período 1978-1 a 1982-12, que obtiene valores para $\beta_0 = -3,1475$ y $\beta_1 = 1,0426$ rechazando la hipótesis nula. Es (2,0351) (56,356)

posible que los mejores resultados obtenidos para el período 1977-9 a 1985-1 sean debidos a la liberalización en los últimos años de la normativa sobre regulación del mercado de divisas a plazo (circular n° 4, B.E.; circular n° 9 D.E. del Banco de España; Decreto 2402/1980).

(11)) daría un coeficiente $\beta_0 \neq 0^{15}$. Bajo este supuesto, el mercado es aún eficiente y utiliza plenamente toda la información disponible para prever el tipo spot futuro. Pero la hipótesis de eficiencia especulativa no se mantiene, por la presencia de una prima de riesgo.

Los resultados obtenidos de este test débil de eficiencia especulativa nos indican, en principio, que los tipos de cambio a plazo de un mes del dólar USA, marco alemán y libra esterlina frente a la peseta, han sido previsores insesgado de los correspondientes tipos spot futuros. Esta evidencia para la peseta es similar a la obtenida para otros tipos de cambio. En la tabla 2 presentamos los resultados de algunos estudios recientes que utilizan distintas técnicas de estimación. Así Edwards utiliza SURE, método que toma en consideración el hecho de que los errores en cada una de las ecuaciones para los cuatro tipos de cambio pueden estar correlacionados unos con otros, Frenkel utiliza variables instrumentales, y Baillie, Bajley y McMahon otros, mínimos cuadrados ordinarios. Con independencia de la técnica de estimación utilizada, los resultados son muy similares. La hipótesis nula $H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 1$ no se rechaza al nivel de confianza 95% para el tipo de cambio libra-dólar, marco-dólar y lira-dólar, sin embargo se rechaza para el tipo de cambio franco-dólar.

En la tabla 1, líneas (3), (5), (9) y (13), aparecen los resultados de la estimación minimocuadrática de la ecuación (12). Como se indicó anteriormente, la racionalidad para estimar esta ecuación estriba en que si el mercado es eficiente, y $f_{t,1}$ contiene toda la información disponible para prever s_{t+1} , la inclusión de $f_{t-1,1}$ requiere que el coeficiente de $f_{t-1,1}$, β_2 , no difiera significativamente de cero y en consecuencia, que la hipótesis conjunta nula de que $\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$ y $\beta_2 = 0$ no se rechace. Como se observa, sólo el tipo de cambio del dólar USA para este test (línea (3)). Para el resto de monedas, el estadístico D-W indica autocorrelación residual de primer orden y el análisis de las funciones de autocorrelación de los residuos muestra, para algunas monedas, coeficientes de autocorrelación de orden más elevados significativos. Estrictamente, a menos que la autocorrelación sea debida a movimientos en la prima de riesgo, ésto indica que el mercado está ignorando información contenida en los errores pasados y, por tanto, no es eficiente.

Los resultados de la reestimación de la ecuación (12) para el marco, franco y libra esterlina, tomando en consideración el orden de autocorrelación detectado, aparecen las líneas (6), (10) y (14) de la tabla 1, rechazándose para estos tres tipos de cambios, a un nivel de confianza

15. El signo de la prima de riesgo no se puede decidir a priori. Dependerá de que haya más compradores de francos en el mercado forward que vendedores, o al contrario.

del 95%, tanto la hipótesis conjunta nula¹⁶, como la hipótesis individual de que el coeficiente β_2 es estadísticamente nulo.

En base a los resultados de este test de eficiencia "semifuerte", deducimos que sólo el mercado de divisas de la peseta respecto al dólar al plazo de un mes se comportó eficientemente durante el período objeto de análisis; siendo, por tanto, el tipo de cambio a plazo de un mes de dicha moneda respecto a la peseta un predictor insesgado del correspondiente tipo spot futuro esperado.

Sin embargo, las expectativas racionales y la neutralidad del riesgo también requieren que los errores de predicción retardados, cometidos en los contratos a plazo, no estén correlacionados serialmente. La tabla 3 recoge los resultados de estimar la ecuación (14) del texto, que incorpora dicha hipótesis. Se exige, para su verificación, no rechazar la hipótesis conjunta nula de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 0$; se observa, por el estadístico F, que dicha hipótesis nula se rechaza sólo para el dólar USA¹⁷. Para esta moneda el error de predicción retardado un período es significativo, implicando que los errores de predicción del mercado forward están correlacionados, lo que sugiere que existen oportunidades de obtener beneficios actuando en el mercado forward¹⁸. Ello no implica necesariamente que se procese ineficientemente la información o que exista irracionalidad de los participantes en el mercado. En todo el análisis estamos suponiendo movilidad perfecta de capital. Si no existe tal y además las operaciones a plazos están reglamentadas, el que los errores de predicción retardados ejercen efectos persistentes no es sorprendente. Se supone, además, información perfecta en el mercado de divisas y, si sólo hay información parcial, es racional suponer que los errores pasados se tomen en consideración sin violarse la hipótesis de racionalidad. Pero, estrictamente, los resultados de este test llevan a rechazar la hipótesis de eficiencia especulativa para el dólar USA también.

Por último, en la tabla 4, se recogen los resultados de la ecuación (15) del texto, que nos permitirá detectar no sólo el carácter sesgado o insesgado del tipo a plazo como predictor del tipo spot futuro, sino también si la depreciación registrada del tipo spot en $t+1$, $(s_{t+1} - s_t)$, se anticipó o no correctamente por el mercado en t y, por tanto, si el premio o descuento forward vigente en el mercado en ese período, $(f_{t,1} - s_t)$, fue un buen o mal predictor de la tasa de variación registra-

16. Al 99% se acepta para el tipo de cambio de la libra esterlina la hipótesis conjunta nula.

17. Al ser ésta condición necesaria pero no suficiente para el mercado forward sea eficiente, el no rechazo de la hipótesis nula para el resto de monedas no permite invalidar los resultados anteriores.

18. Comprando dólares a plazo, cuando el valor actual del dólar lo había subvalorado el tipo forward retrasado, y vendiendo dólares a plazo en igual cuantía, cuando el tipo actual estaba sobrevalorado por el correspondiente tipo a plazo.

da en el tipo spot en el siguiente período.

A la vista de los resultados presentados en la tabla 4, se puede afirmar, para los cuatro tipos de cambio objeto de análisis, que se rechaza la hipótesis de eficiencia especulativa y que el premio o descuento a plazo no anticipó correctamente la tasa de apreciación o depreciación registrada, si bien los resultados respecto al dólar USA son, en conjunto, más favorables. Para esta moneda, independientemente del bajo coeficiente de determinación ($R^2 = 0,06$), el estadístico F, que verifica la hipótesis nula conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$, aunque rechaza la misma al nivel de confianza del 95%, no permite hacerlo al 99% ($F_{2,87}^{0,01} = 4,79$)¹⁹. Además el coeficiente β_1 , aunque difiere significativamente de su valor hipotético, es el único que siendo estadísticamente significativo presenta signo correcto.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos de la contrastación empírica de la hipótesis de expectativas racionales y eficiencia del mercado de divisas a plazo de la peseta han puesto de manifiesto que la aceptación o rechazo de la misma, para los tipos de cambio de la peseta frente al dólar estadounidense, marco alemán, franco francés y libra esterlina, dependen de las variables incluidas en el conjunto de información disponible relevante. Cuando sólo se incluye en el mismo una constante (test débil de eficiencia) sólo se rechaza la hipótesis nula para el franco francés, indicando por tanto, que los tipos de cambio a plazo de un mes de las otras tres monedas han sido previsores insesgados de los correspondientes tipos spot futuros. Sin embargo, la introducción del tipo de cambio a plazo retardado en el conjunto de información (test semifuerte de eficiencia) rechaza la hipótesis para el marco alemán, franco francés y libra esterlina. Cuando, además, se incluyen los errores de predicción retardados, se rechaza también la hipótesis para el dólar USA.

Por último, los resultados de la estimación en tasas de crecimiento de la hipótesis débil de eficiencia indican que el premio ó descuento forward ha sido un mal predictor de la tasa de apreciación ó depreciación registrada del tipo spot.

Ahora bien, la evidencia de que los tipos de cambio a plazo de la peseta frente a las monedas citadas sean previsores sesgados de los correspondientes tipos spot esperados no implica necesariamente que las

19. No ocurre lo mismo con las demás monedas.

expectativas acerca del tipo spot futuro no se formen racionalmente y que el mercado de divisas, en sí, sea ineficiente. Y ello en base a una serie de razones:

1) La posible existencia de una prima de riesgo y la variabilidad de la misma puede llevar a que la hipótesis de eficiencia especulativa se rechace, aunque el mercado sea eficiente y utilice toda la información para prever el tipo de cambio spot.

2) La hipótesis de eficiencia exige que los mercados sean competitivos, con información perfecta y sin fricciones. Esto requiere, por una parte, la ausencia de restricciones legales a los flujos de capital y de normativas sobre control de las operaciones en el mercado de divisas a plazo; y por otra parte, no intervención en el mercado de divisas spot para apoyar, en cualquier sentido, a la cotización de la peseta. La intervención sistemática del Banco de España en el mercado de divisas, así como la intervención o control sobre los tipos de interés, junto a la normativa vigente sobre operaciones en divisas a plazos, pueden originar que el tipo de cambio a plazo no refleje la expectativa acerca del tipo spot futuro, sin que se pueda inferir de ello que el mercado de divisas, en sí, es ineficiente.

3) En un mercado eficiente los precios reflejan inmediatamente la información disponible relevante. Es posible que la "nueva información" que recibe el mercado, entre el momento en que se materializó el contrato a plazos y el de la liquidación del mismo, sea la responsable de mal comportamiento del premio ó descuento forward como previsor del cambio en el tipo spot.

En este sentido, es necesario introducir en el conjunto de información los valores "no anticipados" de las variables relevantes para la determinación del tipo de cambio. Si la "nueva información" fuese la razón principal de la divergencia entre el tipo de cambio a plazo y el tipo spot futuro, entonces la reespecificación y estimación de los test de eficiencia especulativa introduciendo la nueva información deberían llevar a la aceptación de la misma. Alternativamente, si teniendo en consideración estos valores no anticipados, aún se rechazase la hipótesis de eficiencia especulativa, habría que interpretarlo como evidencia de que hay otros elementos, además de la "nueva información", que están jugando un papel importante en el proceso de determinación del tipo de cambio. Pero esto será objeto de otro trabajo.

TABLA Nº 1

Test de eficiencia del mercado de divisas de la peseta: el tipo de cambio forward como predictor incesgado del tipo spot futuro.
 Datos mensuales: septiembre 1.977-enero 1.985.

$$s_{t+1}^i = \beta_0 + \beta_1 f_{t,1}^i + \beta_2 f_{t-1,1}^i + \eta_{t+1}^i$$

Tipo de cambio	Téc. de estimación	Constante	$f_{t,1}$	$f_{t-1,1}$	D-W	F. Empírica del test de restricciones
<i>Dólar USA</i>	M.C.O.	-0,067 (-1,405)	1,015 (97,834)	--	1,44	
	M.C.G.-AC	-0,054 (-0,884)	1,013 (75,551)	--	1,95	$F_{2,86} = 1,023$
	M.C.O.	-0,069 (-0,061)	1,231 (9,033)	-0,218 (-1,567)	1,75	$F_{3,86} = 2,128$
<i>Marco alemán</i>	M.C.O.	0,004 (0,007)	0,998 (56,104)	--	1,69	$F_{2,87} = 0,163$
	M.C.O.	-0,006 (-0,101)	0,698 (6,619)	0,303 (2,880)	1,18	
	M.C.G.-AC	0,047 (0,471)	0,435* (5,051)	0,553* (6,467)	1,59	$F_{3,85} = 14,529$
<i>Franco francés</i>	M.C.O.	0,203 (1,527)	0,928 (19,880)	--	1,60	
	M.C.G.-AC	0,359* (2,139)	0,873* (14,804)	--	1,76	$F_{2,85} = 5,28$
	M.C.O.	0,179 (1,319)	0,833 (6,900)	0,102 (0,848)	1,49	
	M.C.G.-AC	0,405* (1,979)	0,595* (5,272)	0,261* (2,317)	1,61	$F_{3,84} = 4,674$
<i>Libra esterlina</i>	M.C.O.	0,142 (1,503)	0,972 (53,325)	--	1,55	
	M.C.G.-AC	0,202 (1,632)	0,961 (40,157)	--	2,02	$F_{2,86} = 1,510$
	M.C.O.	0,142 (1,493)	0,972 (8,362)	0,001 (0,001)	1,55	
	M.C.G.-AC	0,180 (1,476)	0,731* (6,668)	0,233* (2,139)	1,69	$F_{3,85} = 2,753$

Notas:

M.C.O. = mínimos cuadrados ordinarios.

M.C.G.-AC = mínimos cuadrados generalizados: autocorrelación.

Los valores entre paréntesis son las correspondientes t de Student.

Los estadísticos verifican la hipótesis conjunta nula ($\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$) ó

($\beta_0 = 0, \beta_1 = 1; \beta_2 = 0$).

Los valores críticos de la F al 95% son respectivamente: $F \frac{0,05}{2,86} = 3,11; F \frac{0,05}{3,86} = 2,72;$

$F \frac{0,05}{2,87} = 3,11; F \frac{0,05}{3,85} = 2,72; F \frac{0,05}{2,85} = 3,11; F \frac{0,05}{3,84} = 2,72.$

El signo * indica que son significativamente diferentes del valor hipotetizado

($\beta_0 = 0$) ó ($\beta_1 = 1$) ó ($\beta_2 = 0$), al 95 %.

TABLA Nº 2

Test de eficiencia para otros mercados de divisas

Tipos de cambio:	Edwards (1983)		Frenkel (1981)		Baillie, Bayley y McMahon (1983)	
	Constante	$f_{t,1}$	Constante	$f_{t,1}$	Constante	$f_{t,1}$
<i>Libra-dólar</i>	-0,033 (-1,833)	0,957 (38,28)	0,030 (1,666)	0,961 (38,44)	0,033 (2,062)	0,956 (43,454)
<i>Franco frances- dólar</i>	-0,568 (-3,173)	0,816 (14,068)	-0,236 (-2,950)	0,844 (15,924)	-0,174 (-2,900)	0,884 (22,100)
<i>Marco alemán- dólar</i>	0,026 (1,000)	0,967 (30,218)	-0,021 (-0,077)	0,973 (30,406)	-0,024 (-1,200)	0,968 (40,333)
<i>Lira-dólar</i>	0,246 (1,587)	0,962 (41,286)	—	—	0,964 (53,555)	1,67
Datos	Mensuales		Mensuales		4 semanas	
Periodo muestral	1.973-1.979		1.973-1.979		1.973-1.980	
Técnica de estimación	SURE		VIN		M.C.O.	

Notas: SURE: Regresiones aparentemente no relacionadas.

VIN: Variables instrumentales.

M.C.O.: Mínimos cuadrados ordinarios.

Los valores entre paréntesis son los correspondientes t de Student.

TABLA N° 3

Errores de predicción retardados no correlacionados.

Datos mensuales: septiembre 1.977-enero 1.985.

$$s_{t+1}^i - f_{t,1}^i = \beta_0 + \beta_1 (s_t^i - f_{t-1,1}^i) + \eta_{t+1}$$

Tipo de cambio	Téc. de estimación	Constante	$S_t - f_{t-1,1}$	h de Durbin	F. empírica del test de restricciones
<i>Dólar USA</i>	M.C.O.	0,002 (0,681)	0,311 (3,052)	0,171	$F_{2,87} = 5,12$
<i>Marco alemán</i>	M.C.O.	-0,010 (-0,426)	0,129 (1,101)	1,624	$F_{2,87} = 0,72$
<i>Franco francés</i>	M.C.O.	-0,002 (-0,825)	0,111 (1,004)	0,796	$F_{2,87} = 0,99$
<i>Lifra esterlina</i>	M.C.O.	-0,551 (-0,051)	0,219 (2,087)	0,434	$F_{2,87} = 2,41$

Notas: Los estadísticos F verifican la hipótesis conjunta nula ($\beta_0 = 0, \beta_1 = u$).

El valor crítico de la $F \frac{0,05}{2,87} = 3,11$.

Los valores entre paréntesis son las correspondientes t de Student.

TABLA Nº 4

Test de eficiencia del mercado de divisas de la peseta: el premio o descuento forward, predictor insesgado del cambio del tipo spot futuro.

Datos mensuales: septiembre 1.977-enero 1.985.

$$s_{t+1}^i - s_t^i = \beta_0 + \beta_1 (f_{t,1}^i - s_t^i) + \eta_{t+1}^i$$

Tipo de cambio	Téc. de estimación	Constante	$(f_{t,1}^i - s_t^i)$	R ²	D-W	F. empírica del test de restricciones.
<i>Dolar ISA</i>	M.C.O.	0,005 (1,719)	0,475* (2,457)	0,06	1,77	F _{2,87} = 4,414
<i>Marco alemán</i>	M.C.O.	0,005* (2,155)	-0,082* (-0,611)	0,004	1,90	F _{2,87} = 33,109
<i>Franco francés</i>	M.C.O. (-0,023)	-0,001 (1,144)	0,211* (-2,378)	0,015	2,12	F _{2,87} = 9,633
<i>Libra esterlina</i>	M.C.O.	0,006* (2,252)	-0,537 (-2,378)	0,06	1,94	F _{2,87} = 23,491

Notas: Los estadísticos F verifican la hipótesis conjunta nula ($\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$).

El valor crítico de la $F \frac{0,05}{2,87} = 3,11$.

El signo * indica que son significativamente diferentes del valor hipotetizado ($\beta_0 = 0$) ó ($\beta_1 = 1$).

Los valores entre paréntesis son las correspondientes t de Student.

BIBLIOGRAFIA

- BAILLIE, R.W., BAYLEY, R.W., y McMAHON, P.C. (1984), *Interpreting Econometric Evidence on Efficiency in the Foreign Exchange Market*, Oxford Economic Papers, vol. 36, n^o 1, págs. 67-80.
- BILSON, J.F. (1981), *The "Speculative Efficiency" Hypothesis*, The Journal of Business, vol. 54, n^o 3, págs. 435-51.
- CORNELL, B. (1977), *Spot Rates, Forward Rates, and Exchange Market Efficiency*, Journal of Finance, vol. 5, págs. 55-65.
- CORNELL, B. y DIETRICH, J.R. (1978), *The Efficiency of the Market for Foreign Exchange under Floating Exchange Rates*, Review of Economics and Statistics, vol. 60, n^o 1, págs. 111-20.
- CUMBY, R. y OBSTFELD, M. (1981), *A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis*, Journal of Finance, vol. XXXVI n^o 3, págs. 697-703.
- DORNBUSCH, R. (1980), *Exchange Rates Economics: Where Do We Stand?*, Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, págs. 143-205.
- EDWARDS, S. (1983), *Floating Exchange Rates, Expectations and New Information*, Journal of Monetary Economics, vol. 11, n^o 3, págs. 321-36.
- FAMA, E. (1970), *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, n^o 25, págs. 383-417.
- FAMA, E. (1976), *Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates*, Journal of Financial Economics, vol. 3, n^o 4, págs. 361-77.
- FAMA, E. (1984), *Forward and Spot Exchange Rates*, Journal of Monetary Economics, vol. 14, págs. 319-38.
- FRANKEL, J. (1979), *The Diversifiability of Exchange Risk*, Journal of International Economics, vol. 9, n^o 3, págs. 370-93.
- FRANKEL, J. (1980), *Test of Rational Expectations in the Forward Exchange Market*, Southern Economic Journal, vol. 46, n^o 4, págs. 1083-1101.
- FRANKEL, J. (1982), *A Test of Perfect Substitutability in the Foreign Exchange Market*, Southern Economic Journal, vol. 49, n^o 4, págs. 406-16.
- FRENKEL, J. (1977), *The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand for Money: The German Hyperinflation*, American Economic Review, vol. 64, n^o 4, págs. 653-70.
- FRENKEL, J. (1981), *Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of "News": Lessons from the 1970's*, Journal of Political Economy, vol. 89, n^o 4, págs. 665-705.
- GAMEZ, C. (1985), *Teoría Monetaria de los tipos de cambio, evidencia empírica para la peseta*, ed. Universidad de Málaga.
- KOLHANGEN, S.W. (1978), *The Behaviour of the Foreign Exchange Market: A Critical Survey of the Empirical Literature*, The Monograph Series in Finance and Economics, n^o 3.

- LEVICH, R.M. (1979), *On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange*, en Dornbusch y Frenkel, ed., *International Economic Policy*, Hopkins University Press, págs. 246-69.
- MUSSA, M. (1979), *Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market*, en Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, vol. II, págs. 9-57.
- MUSSA, M. (1982), *Exchange Rate and Price Level Dynamics in a Simple Monetary Model*, en Bhandari, J.S., ed., *Exchange Rate Determination and Adjustment*, Praeger Publisher, Nueva York.
- PAPADIA, F. (1981), *Forward Exchange Rates as Predictor of Future Spot Rates and the Efficiency of the Foreign Exchange Market*, *Journal of Banking and Finance*, vol. 5, págs. 217-40.
- RIDRUEJO, Z.J. (1985), *Análisis de la eficiencia del mercado de cambios "forward": el caso español (1977-1981)*, *Investigaciones Económicas*, nº 26, págs. 38-65.
- SIEGEL, J. (1972), *Risk, Interest Rates and the Forward Exchange*, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 86, págs. 303-9.
- STOCKMAN, A.C. (1978), *Risk, Information and Forward Exchange Rates*, en Frenkel y Johnson, ed., *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Addison-Wesley.