

La eficiencia del mercado de divisas a plazo en España (1977-1988)

Marta Gómez Puig

*Departamento de Teoría Económica
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Barcelona
Avda. Diagonal, 690 - 08034 Barcelona*

La eficiencia del mercado de divisas
a plazo en España (1977-1988).

The Efficiency of Forward Exchange
Market in Spain (1977-1988).

RESUMEN

ABSTRACT

El objetivo del presente artículo es el estudio de la eficiencia del mercado de divisas a plazo en España durante el período que abarca de Julio de 1977 a Agosto de 1988. Dado que entre 1986 y 1987 se ha llevado a cabo una profunda modernización de las normas que rigen dicho mercado; hemos realizado también las estimaciones pertinentes para el subperíodo Enero 1987-Agosto 1988, con el fin de compararlas con las obtenidas para la totalidad del período.

Paralelamente hemos estudiado también la hipótesis de eficiencia de otros mercados de divisas a plazo exteriores, mucho más liberalizados que el español.

En todas las regresiones analizadas, la capacidad predictiva del tipo de cambio a plazo acerca del valor del futuro tipo de cambio al contado ha sido puesta en duda, aunque observamos que la misma mejora al incluir en el modelo el diferencial de intereses entre los países en cuestión.

The aim of this paper is the study of the efficiency of forward exchange market in Spain during the period from July 1977 to August 1988. Provided that between 1986 and 1987, a great modernization of the rules in that market has taken place, we have also done econometric tests for the period from January 1987 to August 1988, in order to compare the results with the ones we have obtained for the whole period.

At same time we have studied the hypothesis of efficiency in other forward exchange markets more liberalized that the spanish one.

In all the econometric tests we have analyzed, the capacity of forward exchange rate as good predictor of future spot rate has been questioned, but we have also observed that it has improved when we introduce in the model the interest differential between the related countries.

La eficiencia del mercado de divisas a plazo en España (1977-1988)

I. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente se han definido tres niveles de eficiencia en los mercados¹ :

– forma débil de eficiencia: si los precios reflejan toda la información contenida en la evolución de los precios pasados.

– forma semifuerte de eficiencia: si los precios reflejan no sólo los precios pasados sino también toda la restante información publicada.

– forma fuerte de eficiencia: Si los precios reflejan no sólo la información pública sino también toda la información que puede ser adquirida a través de concienzudos análisis de las empresas y de la economía.

Antes de 1945, la eficiencia (en el sentido fuerte del concepto) de los mercados de futuros, tanto de divisas como de mercancías en general era aceptada como axiomática probablemente por la mayoría de los economistas. Los precios de futuros eran considerados buenos indicadores de los precios esperados y tenían un notable peso en las decisiones de almacén, producción e inversión².

A partir de 1945 se han venido efectuando un cierto número de intentos de verificación de esa eficiencia, es decir ¿cuál es la calidad de los precios de futuros como predictores de los precios de las mercancías en cuestión?. Dicho interrogante ha sido planteado también para los mercados de divisas a plazo: ¿es pues el tipo de cambio a plazo un estimador insesgado del correspondiente tipo de cambio al contado esperado?.

1. ROBERTS, H.V.: "Statistical versus clinical prediction of the Sotck Market". Mimeo. Universidad de Chicago. Mayo 1967.

2. YAMEY, B.A.: "La economía de las operaciones de futuros: notas y dudas" en "Análisis económico de los mercados". Ed. Vicens Universidad 1987.

El objetivo del presente trabajo es el estudio de la eficiencia del mercado de divisas a plazo en España durante el período que abarca de Julio de 1977 a Agosto de 1988. Para ello habrá que tener en cuenta que, si bien la posibilidad de realizar operaciones en divisas a plazo por parte de los residentes en España arranca de 1961, dichas operaciones estaban sujetas a fuertes restricciones. Sólo en fechas muy recientes, entre 1986 y 1987, se ha llevado a cabo una profunda flexibilización y modernización de las normas que regulaban el mercado de divisas a plazo español.

Sin olvidar pues este importante condicionamiento legal, el presente trabajo trata de resolver la cuestión de si son eficientes los tipos de cambio a plazo en España, en el sentido de que reflejen toda la información relevante disponible, no existiendo en tal caso oportunidades de beneficio no aprovechadas.

Paralelamente, comprobaremos si la hipótesis de eficiencia puede ser aceptada en otros mercados de divisas a plazo exteriores mucho más liberalizados que el español. Al corroborar que la hipótesis de eficiencia tampoco se cumple en dichos mercados, buscaremos una explicación a dicho fenómeno, la cual bien pudiera ser una mala especificación del modelo utilizado.

II. SUPUESTOS EN LOS QUE SE BASA EL CONCEPTO DE EFICIENCIA EN LOS MERCADOS DE DIVISAS A PLAZO.

Hansen y Hodrick afirman³ :

“Si los agentes económicos son neutrales ante el riesgo, los costes de transacción son cero, la información es utilizada de manera racional y el mercado es competitivo; el mercado de cambios a plazo será eficiente, en el sentido de que la tasa esperada de rendimiento de la especulación será cero”.

Vemos pues que las hipótesis en las que se apoya la eficiencia del mercado de divisas a plazo son las cuatro siguientes:

1. Utilización racional de la información.

Las expectativas racionales son comunmente definidas como “aquellas que se forman teniendo en cuenta la información relevante disponible en el momento de formularlas. Esta información incluye:

3. HANSEN, L.P.; HODRICK, R.J.: “Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis”. *Journal of Political Economy*. vol. 88. n. 54. 1980.

- la estructura de la economía en la que un individuo se mueve.
- las acciones pasadas y presentes del gobierno, y
- las estrategias que se supone que el gobierno puede adoptar en el futuro”⁴.

La forma más elemental de formular las expectativas racionales es suponer que los individuos resuelven el sistema de ecuaciones con el que la teoría resume dicha estructura y dicha información. O lo que es lo mismo, el individuo utiliza las esperanzas matemáticas de las variables (condicionadas a la información disponible) como valores de sus expectativas racionales de dichas variables.

Así pues la primera hipótesis en la que se basa la eficiencia del mercado de divisas a plazo es la de “formación de expectativas racionales por parte de los individuos acerca del tipo de cambio spot”. Lo cual puede expresarse como:

$$S_{T+1} = E[S_{T+1}/\Omega_t] + E_T \quad (5)$$

y que equivale a decir que el mercado de divisas spot es eficiente (en el sentido fuerte del concepto) ya que los tipos de cambio al contado reflejan plenamente toda la información existente.

2. Mercado competitivo.

Lo cual quiere decir que no existen intervenciones gubernamentales ni sobre el tipo de cambio al contado ni sobre el tipo de interés. Inexistencia así mismo, de restricciones legales a los flujos de capital y presencia de un mercado de divisas a plazo plenamente liberalizado donde los agentes económicos puedan actuar libremente.

3. Costes de transacción nulos.

Esta condición junto con la de información perfecta entre todos los participantes en el mercado es necesaria para que el mercado sea competitivo. En el caso de los costes de transacción cubiertos tanto por los inversores como por los especuladores, éstos deberán ser nulos ya que de no ser así existirán diferencias notables entre el tipo spot esperado y el tipo forward para similares períodos de maduración.

4. ARGANDOÑA, A.: “El renacer de las expectativas”. Revista Española de Economía. Julio-Septiembre 1979.

5. S_{T+1} = Tipo de cambio al contado (Spot) en $T+1$.

Ω_T = conjunto de información disponible en T .

ϵ_T = perturbación aleatoria con $E(\epsilon_T) = 0$ y $E(\epsilon_T/\epsilon_{T-1}) = 0$.

4. Neutralidad ante el riesgo.

Esta condición de neutralidad ante el riesgo por parte de los inversores implica que la prima de riesgo en el mercado sea nula.

Existirá prima de riesgo cuando los especuladores como grupo sientan aversión al riesgo y además el riesgo no se pueda diversificar completamente, bien porque existan costes de transacción no nulos o por no existir sustituibilidad perfecta entre activos al intervenir motivos no pecuniarios en la determinación del saldo en moneda extranjera mantenido⁶.

En el caso de cumplirse las cuatro condiciones anteriores, los distintos activos internacionales serán perfectamente sustitutivos entre sí y por el cumplimiento de la teoría de la paridad de intereses cubierta y no cubierta:

$$f_T^{T+1} = E[S_{T+1}/\Omega_t] \quad (7)$$

es decir, *el tipo de cambio a plazo será un estimador insesgado del tipo de cambio spot esperado.*

Por la paridad de intereses cubierta.

“El diferencial de intereses entre dos países es igual al premio o descuento forward”

$$\frac{f_T^{T+1} - S_t}{S_T} = (I_T - I_{T*}) \quad (8)$$

Por la paridad de intereses no cubierta.

“El precio o descuento forward es igual a la tasa de apreciación o

6. FRANKEL, J.: “The Diversificability of Exchange Risk”, *Journal of International Economics*, vol. 9, n. 3, 1979.

7. f_T^{T+1} = tipo de cambio a plazo (forward) existente en el periodo t, referente a T+1.

S_{T+1} = tipo de cambio al contado (spot) en t+1.

8. $\frac{f_T^{T+1} - S_T}{S_T}$ = descuento forward en el periodo T.

i_T = tipo de interés nacional en el periodo T.

i_{T*} = tipo de interés exterior en el periodo T.

depreciación esperada del tipo de cambio y por tanto, igual al diferencial de los tipos de interés nominales”.

$$\frac{f_T^{T+1} - S_T}{S_T} = \frac{S_{T+1}^e - S_T}{S_T} = (I_T - I_{T*}) \quad (9)$$

Es decir,

$$f_T^{T+1} = S_{T+1}^e = E[S_{T+1}/\Omega_T]$$

Siendo así, si el tipo de cambio a plazo es una buena “proxy” para la medición del tipo de cambio al contado esperado, en el sentido de que recoge toda la información disponible relevante en T, y las expectativas en el mercado de cambios al contado se forman racionalmente obtenemos:

$$f_T^{T+1} = E[S_{T+1}/\Omega_T]$$

$$S_{T+1} = E[S_{T+1}/\Omega_T] + E_T,$$

O sea:

$$S_{T+1} = f_T^{T+1} + E_T$$

De modo que el mercado de cambios a plazo es eficiente, la tasa esperada de rendimiento en la especulación es cero y el tipo forward es un estimador insesgado del tipo de cambio al contado esperado.

III. CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DE LA EFICIENCIA DEL MERCADO DE DIVISAS A PLAZO EN ESPAÑA (Julio 1977-Agosto 1988)

Se han utilizado gran variedad de tests para verificar la eficiencia del mercado de divisas a plazo, de entre los cuales podemos destacar los siguientes que son los que vamos a utilizar para el caso peseta-dólar (1977-1988):

A. Comprobación de si las series temporales del tipo de cambio spot siguen un paseo aleatorio.

B. Comprobación de si el tipo de cambio a plazo es un estimador insesgado del futuro tipo de cambio al contado.

9. S_{T+1}^e = tipo de cambio al contado esperado para el periodo T+1 en el periodo T.

C. Comprobación de que el tipo de cambio a plazo existente en el período T recoge toda la información relevante disponible en ese período, de modo que al introducir valores retardados adicionales del tipo de cambio a plazo no se altere de forma apreciable el coeficiente de determinación.

D. Comprobación de la ausencia de correlación entre los errores de predicción retardados, lo cual implicará la inexistencia de posibilidad alguna de realizar beneficios extraordinarios utilizando diferentes reglas de actuación compraventa.

E. Comprobación de si el premio o descuento forward es un estimador insesgado de la tasa de variación esperada para el tipo de cambio al contado.

Los tipos de cambio analizados son los del dólar USA frente a la peseta¹⁰ y los tipos forward corresponden a la cotización a tres meses. El período muestral abarca de Julio de 1977 a Agosto de 1988 y los datos utilizados son de frecuencia mensual. Inicialmente hemos utilizado como método de estimación el de los "Mínimos cuadrados Ordinarios (MCO)". Por otra parte el haber utilizado expresiones logarítmicas para contrastar las distintas condiciones de eficiencia se debe al hecho de que al ser el tipo de cambio el precio relativo entre dos monedas podría ser expresado como el precio en moneda nacional de una unidad de moneda extranjera o viceversa. La forma logarítmica es sin embargo independiente del modo en que los tipos de cambio estén expresados e impide incurrir en la paradoja de Siegel¹¹.

| M.C.O. | á | b | c | R ² | D.W. |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|------|
| (A) $\ln S_{T+3} = a + b \ln S_{T+2} + E_T$ | 0,25 (T=0,79) | 0,99 (T=148,36) | | 0,9941 | 1,23 |
| (B) $\ln S_{T+3} = a + b \ln I_T^{T+3} + E_T$ | 0,97 (T=1,38) | 0,978 (T=65,71) | | 0,09709 | 0,29 |
| (C) $\ln S_{T+3} = a + b \ln I_T^{T+3} + c \ln I_{T-1}^{T+2} + E_T$ | 0,91 (T=1,38) | 1,76 (T=9,4) | -0,78 (T=-4,19) | 0,9744 | 0,71 |
| (D) $[\ln S_{T+3} - \ln I_T^{T+3}] = a + b [\ln S_{T+2} - \ln I_{T+1}^{T+2}] + E_T$ | -0,33 (T=-0,12) | 0,85 (T=18,05) | | 0,7180 | 1,46 |
| (E) $[\ln S_{T+3} - \ln S_T] = a + b [\ln I_T^{T+3} - \ln S_T] + E_T$ | 0,96 (T=1,05) | -0,81 (T=-0,14) | | 0,00016 | 0,31 |

10. Los datos han sido obtenidos del Boletín Estadístico del Banco de España.

11. SIEGEL, J.: "Risk interest rates and the Forward Exchanges". Quarterly Journal of Economics vol. 86. 1982.

A la vista de los anteriores resultados podemos afirmar que el mercado de cambios al contado no puede ser eficiente ya que el estadístico Durbin-Watson (1,23) de la ecuación A indica una fuerte correlación entre los errores de la regresión. Lo cual convierte en inconsistentes a los estimadores obtenidos y es además un indicio de haber omitido información relevante en el modelo. No podemos pues afirmar que los tipos de cambio al contado recojan toda la información disponible en un momento determinado.

A pesar de ello observamos que el propio tipo de cambio al contado parece ser mejor predictor del tipo spot futuro que el tipo de cambio a plazo. La estimación del coeficiente del regresor está más próxima a la unidad en la ecuación A ($\hat{b} = 0,99$) que en la ecuación B ($\hat{b} = 0,971$).

En cuanto al cumplimiento de la hipótesis de eficiencia en el mercado de divisas a plazo, vemos que debe ser rechazada debido a diversos motivos.

1) Fuerte correlación de errores en la estimación de la ecuación B D.W. = (0,29) indicio de haber omitido información importante.

2) Al incluir valores retardados adicionales del tipo de cambio a plazo en la estimación del tipo de cambio al contado futuro, ecuación C; no se debería alterar de forma apreciable el coeficiente de determinación y las estimaciones de los coeficientes de los tipos de cambio forward retardados no deberían diferir significativamente de cero para que el mercado fuera eficiente. Sin embargo, los resultados indican lo contrario, R^2 ha aumentado y $\hat{c} = -0,78$ ($T = 4,19$).

3) La estimación de la ecuación D nos indica que al existir correlación positiva entre los errores de predicción retardados existe la posibilidad de realizar beneficios extraordinarios en la especulación.

4) Por último si el mercado de cambios a plazo fuera eficiente, la tasa de variación esperada en el tipo de cambio spot futuro debería ser la misma que el premio o descuento forward. Sin embargo la estimación de la ecuación E da lugar a resultados muy distintos ya que el coeficiente de determinación es muy bajo ($R^2 = 0,00016$) y la estimación del parámetro b resulta no significativa.

Estos resultados ya eran de por sí imaginables si se tiene en cuenta tal y como veremos más adelante, el incumplimiento de algunos de los supuestos en los que se basa el concepto de eficiencia en los mercados de divisas a plazo, para el caso español.

Aun así, puesto que la estimación de la ecuación B

$$\ln S_{T+3} = a + b \ln f_t^{T+3} + E_T$$

ha presentado como resultados, un coeficiente de determinación muy elevado, $R^2 = 0,9709$ y valores significativamente próximos a cero para

â y próximo a la unidad para b (0,9781). Vamos a examinar a continuación cuales podrían ser los motivos que ocasionan la elevada correlación que muestran los errores de la regresión, de modo que una vez eliminada la misma podemos valorar si mejora ó no la capacidad predictiva del modelo.

III. 1. Posibles interpretaciones de la fuerte correlación entre los errores presentada en la contrastación anterior.

Entre posiblemente muchas otras razones, dos de ellas merecen la pena ser destacadas.

En primer lugar una causa de la autocorrelación del término de perturbación podría ser muy bien la existencia de una prima de riesgo variable y no constante tal y como ha sido considerada en nuestro modelo. En tal caso el mercado no dejaría de ser eficiente ya que en cada instante se cumpliría:

$$S_{T+3} = f_T^{T+3} + \text{prima de riesgo.}$$

Ahora bien, nuestro principal problema es el desconocimiento de la trayectoria seguida por la prima de riesgo, con lo cual no puede definirse un modelo adecuado y al estimar la ecuación B:

$$\ln S_{T+3} = a + b \ln f_T^{T+3} + E_T$$

la perturbación dejará de ser aleatoria y reflejando precisamente su autocorrelación el camino seguido por dicha prima de riesgo.

Para hacer frente a dicho problema hemos reestimado las ecuaciones A y B a través de un método de estimación que elimina la autocorrelación de los términos de perturbación y da lugar por lo tanto a estimadores consistentes, nos estamos refiriendo al método de Cochrane-Orcutt¹² (C.O.).

| C.O. | â | ô | R ² | D.W. |
|---|----------------------|----------------------|----------------|------|
| (A*) $\ln S_{T+3} = a + b \ln S_{T+2} + E_T$ | -0,68 (T = -0,53) | 0,99 (T = 224,43) | 0,997 | 2,04 |
| (B*) $\ln S_{T+3} = a + b \ln f_T^{T+3} + E_T$ | 0,12 (T = 4,47) | 0,73 (T = 12,45) | 0,5497 | 1,74 |

12. Si al estimar el modelo I: $Y + \hat{a} + \hat{b}x + E_T$ por M.C.O. resulta que el $[E_T/E_{T-1}] \neq 0$, los estimadores serán inconsistentes. Ahora bien si la trayectoria seguida por el término de perturbación es $E_T = \hat{\rho} E_{T-1} + r_T$ con r_T ruido blanco; entonces si multiplicamos todo el modelo I por $(1-\hat{\rho})$, obtendremos unos residuos que seran ruido blanco y la estimación del modelo por M.C.O. será consistente.

Este procedimiento de estimación realizado con el fin de eliminar la autocorrelación de los errores se conoce con el nombre de Cochrane-Orcutt.

Observamos que si bien los resultados de la reestimación de la ecuación A a través del método de Cochrane-Orcutt son correctos ya que ha desaparecido la autocorrelación del término de error y además el R^2 ha aumentado; no podemos decir lo mismo de los resultados obtenidos de la reestimación de la ecuación B ya que si bien ha desaparecido también la autocorrelación de los residuos, el coeficiente de determinación ha descendido sensiblemente respecto al valor que tenía en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

$$R_{MCO}^2 = 0,9709 \qquad R_{CO}^2 = 0,5497$$

Vale la pena pues señalar que otra importante causa de la autocorrelación del término de perturbación es tal y como señalan Hansen y Hodrick¹³ el hecho de que el plazo de vencimiento de la variable instrumental, f_T^{T+3} , es superior a la frecuencia de los datos de la muestra. En particular en nuestro modelo el plazo de vencimiento es de tres meses y la frecuencia de los datos con los que trabajamos es mensual. Esto implica que al efectuar la regresión:

$$(B) \ln S_{T+3} = a + b \ln f_T^{T+3} + E_T$$

existe información en la muestra tal y como f_{T+1}^{T+4} ; f_{T+2}^{T+5} ; S_{T+1} ; S_{T+2} no utilizada y cuya trayectoria quedará reflejada en el término de error.

Este problema de infrautilización de la información muestral puede solventarse si se realiza una regresión como la siguiente

$$(F) \ln S_{T+3} = a + b \ln f_{T+2}^{T+5} + E_T$$

| M.C.O. | \hat{a} | \hat{b} | R^2 | D.W. |
|--|------------------|---------------------|-------|------|
| (F) $\ln S_{T+3} = a + b \ln f_{T+2}^{T+5} + E_T$ | 0,15 (T=0,47) | 0,994 (T=138,98) | 0,993 | 1,08 |

El estadístico Durbin-Watson (1,08) resultante de la estimación de la ecuación anterior por mínimos cuadrados ordinarios nos refleja la persistencia de la correlación entre los términos de error posiblemente debido a la existencia de una prima de riesgo variable tal y como ya hemos apuntado anteriormente. Por ello reestimamos la ecuación F a través del método de Cochrane-Orcutt.

13. Vid. HANSEN y HODRICK (1980).

| C.O. | \hat{a} | \hat{b} | R^2 | D.W. |
|---|-------------------|---------------------|--------|------|
| (F*) $\ln S_{T+3} = a + b \ln F_{T+2}^{T+5} + E_T$ | 0,18 (T= 0,85) | 0,99 (T= 116,34) | 0,9905 | 2,06 |

Observamos que la correlación entre los residuos ha desaparecido y además que el coeficiente de determinación de la estimación de la ecuación F* (0,9905) es muy superior al de la ecuación B* (0,5497).

A la vista de lo cual podemos afirmar que el tipo de cambio a plazo del período inmediatamente anterior al tipo de cambio al contado cuyo valor se quiere estimar, predice mejor el comportamiento de este último (aunque su vencimiento sea para un plazo superior), que el tipo de cambio a plazo para igual vencimiento.

IV. INCUMPLIMIENTO DE LAS HIPÓTESIS EN LAS QUE SE BASA EL CONCEPTO DE EFICIENCIA DEL MERCADO DE DIVISAS A PLAZO PARA EL CASO ESPAÑOL.

Hemos señalado ya que el mercado de divisas a plazo en España no puede ser eficiente si se tiene en cuenta que no se cumplen para él las hipótesis en las que se basa dicho concepto de eficiencia.

1) En primer lugar hay que tener en cuenta que no existe perfecta diseminación de la información en el mercado de cambios español. Por un lado parece más correcto suponer que la información está distribuida entre los diferentes agentes económicos, de forma que no todos los agentes disponen de toda la información sino que distintos grupos de agentes económicos tienen acceso a diferentes tipos de información¹⁴. Y por otro lado, la información sobre las condiciones monetarias de la economía resulta de especial importancia para los mercados de divisas y no parece razonable suponer que esta información en España sea perfecta. En tal caso Harris y Purvis¹⁵ han demostrado que cuando la información está dividida entre los agentes económicos y todos ellos están imperfectamente informados sobre las cuestiones monetarias, los métodos tradicionales para la contrastación empírica de la eficiencia de los mercados de divisas no resultan apropiados.

2) En segundo lugar tal y como veremos en el siguiente capítulo, el mercado de cambios español ha sido muy poco competitivo hasta fe-

14. PI ANGUITA, J.: "La eficiencia del mercado de divisas de la peseta". Investigaciones económicas n. 26. 1985.

15. HARRIS, G.R. y PURVIS, D.P.: "Diverse Information and Market Efficiency in a Monetary Model of the Exchange Rate". The Economic Journal vol. 91. 1981.

chas muy recientes, no sólo han habido fuertes restricciones a las operaciones en divisas a plazo sino que han habido así mismo importantes controles sobre las entradas de capitales procedentes del exterior. Hecho que provoca tal y como señala Alzola Eréxpuru¹⁶, que los tipos de cambio a plazo reflejen más los controles monetarios domésticos que las propias expectativas sobre el tipo de cambio.

3) En tercer lugar, la existencia de costes de transacción cubiertos por los inversores o especuladores introducen diferencias notables entre el tipo de cambio al contado esperado y el tipo de cambio a plazo para similares periodos de madurez.

4) Y por último, tal y como señala el profesor Goodhart en un reciente trabajo¹⁷, cuyos resultados analizaremos al final del presente artículo, es el comportamiento esquizofrénico de los agentes económicos (unas veces considerando al tipo de cambio como una variable aleatoria y realizando operaciones en el mercado de contado y otras veces considerando el mismo tipo de cambio como una variable que sigue un proceso estacionario a largo plazo y cubriéndose por consiguiente en el mercado a plazo) lo que trae consigo la variabilidad de la prima de riesgo y dificulta la contrastación de la hipótesis de eficiencia para el mercado de divisas a plazo.

V. EVOLUCIÓN DE LA NORMATIVA REFERENTE AL MERCADO DE DIVISAS A PLAZO EN ESPAÑA.

Hemos dicho ya que el mercado de divisas español ha sido muy poco competitivo hasta fechas muy recientes, por ello vamos a ver a continuación cuales son los principales cambios que han tenido lugar en la normativa referente a las operaciones a plazo durante los años objeto de nuestro estudio. Con este objetivo hemos dividido el período Julio 1977-Agosto 1988 en cuatro subperiodos según los distintos progresos habidos lugar en la regulación¹⁸.

V.1. Período de Julio 1977 a Diciembre 1980.

Durante dicho período, las principales características de la normativa que regulaba el mercado de divisas a plazo eran las siguientes:

16. ALZOLA EREXPURU, J.L.: "La cotización a plazo de la peseta y las entradas de capital". Banco de España. Boletín Econ. Mar. 89.

17. GOODHART, Charles: "The Foreign Exchange Market: A random Walk with a dragging anchor". Discussion paper n. 1. LSE Financial Markets Group Discussion Paper Series. 1988.

18. ALVAREZ PASTOR; EGUIDAZU: "Las operaciones en divisas a plazo". ICE febrero 1987.

– Sólo podían comprar o vender divisas a plazo los importadores o exportadores que las fueran a necesitar o recibir en el futuro, en cumplimiento de una operación mercantil.

– Existía una seria limitación en las operaciones que los bancos españoles podían realizar con los no residentes debido a la coexistencia de las cuentas A y B. Las operaciones posibles eran solamente los dos siguientes: venta a no residentes de divisas contra pesetas B (pesetas convertibles) y compra a no residentes de divisas contra pesetas A.

La existencia de estas dos cuentas separadas tenía como fin el evitar las operaciones de tipo especulativo.

V.2. Período de Enero de 1981 a Mayo de 1985.

El banco de España dicta con fecha de 27 de Enero de 1983 una circular que modifica a la que estaba hasta entonces en vigor. Entre las novedades por ella introducidas, cabe destacar:

– La venta de divisas a plazo por parte de los residentes, quedó ampliada, a todas las partidas de la balanza de pagos: exportaciones, turismo, otros servicios, remesas de emigrantes, préstamos exteriores...

– La compra de divisas a plazo por parte de los residentes continuaba limitada a la cobertura de importaciones.

– Desaparecieron las cuentas A y B reguladas por la anterior circular. A partir de ese momento la compra de pesetas a plazo por los no residentes no estuvo sujeta a restricciones (Existía la posibilidad de obtener beneficios en la especulación en caso de esperar una apreciación de la peseta). Mientras que la venta de pesetas a plazo por no residentes sí estaba sujeta a una restricción con el fin de evitar posibles especulaciones.

“Los no residentes no podían vender pesetas convertibles a plazo en descubierto, es decir en el momento de celebrar el contrato a plazo debían disponer de pesetas suficientes en su saldo de pesetas convertibles”.

Los bancos sólo podían efectuar operaciones de compra-venta a plazo de divisas cuando simultáneamente efectuaban una operación de cobertura en sentido contrario y con el mismo vencimiento:

“al fina de cada jornada la posición a plazo (definida como la diferencia entre el total de compras y el total de ventas a plazo de una divisa pendientes de vencimiento) de las entidades delegadas en cada una de las divisas convertibles debía estar equilibrada”.

No podían pues, ser mantenidas posiciones cortas o largas en una divisa a plazo.

V.3. Período de Junio 1985 a Diciembre 1986.

La principal innovación introducida por la Circular que entró en vigor el 5 de Junio de 1985 fue la posibilidad de compra de divisas a plazo por parte de los residentes con motivo de la cobertura de importaciones definitivas de mercancías, transacciones invisibles corrientes y cuotas de amortización y pagos de intereses correspondientes a préstamos en divisas tomados por residentes.

V.4. Período de Enero 1987 a Agosto 1988.

Entró en vigor la circular de Enero de 1987 con la cual:

– El concepto de “posición en divisas a plazo” de las entidades delegadas quedó suprimido al quedar englobado en el más amplio de posición en moneda extranjera.

– Las entidades delegadas han sido pues a partir de esa fecha libres de efectuar compraventas a plazo de unas divisas contra otras, y de asumir en consecuencia posiciones abiertas, cortas o largas, en unas u otras monedas, con la única limitación de no superar los techos globales establecidos para la posición en moneda extranjera.

VI. COTIZACIÓN A PLAZO DE LA PESETA DE ENERO DE 1987 A AGOSTO DE 1988. ALGUNAS INTERPRETACIONES.

Para comprobar si la eficiencia del mercado de divisas a plazo español ha mejorado en este último periodo en el que se han ampliado considerablemente el número de operaciones permitidas hemos realizado tres tests de eficiencia, comparando sus resultados con los ya obtenidos para el periodo más amplio Julio 1977 Agosto 1988.

Los contrastes realizados han sido los siguientes:

1º) Comprobación de si el tipo de cambio a plazo es un predictor insesgado del futuro tipo de cambio al contado (ecuación B).

2º) Comprobación de la ausencia de correlación entre los errores de predicción retardados, lo cual implicará la inexistencia de posibilidad alguna de beneficios en la especulación (ecuación D).

3º) Comprobación de si el premio ó descuento forward es un estimador insesgado de la tasa de variación esperada del tipo de cambio al contado (ecuación E).

El método de estimación utilizado ha sido el de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (M.C.O.).

Período de Enero 1987 a Agosto 1988

| M.C.O. | \hat{a} | \hat{b} | R ² | D.W. |
|--|--------------------|------------------------------------|----------------|------|
| (B) $\ln S_{T+3} = a + b \ln f_T^{T+3} + E_T$ | 2,74 (T = 3,2) | 0,42 (T = 2,36) | 0,2720 | 0,32 |
| (D) $[\ln S_{T+3} - \ln f_T^{T+3}] = a + b [\ln S_{T+2} - \ln f_{T-1}^{T+2}] + E_T$ | 0,76 (T = 0,71) | 0,98 (T = 5,54) | 0,6872 | 1,02 |
| (E) $[\ln S_{T+3} - \ln S_T] = a + b [\ln f_T^{T+3} - \ln S_T] + E_T$ | 0,82 (T = 2,37) | -6,24 ¹⁹ (T = -2,86) | 0,3521 | 0,92 |

Período de Julio 1977 a Agosto 1988

| M.C.O. | \hat{a} | \hat{b} | R ² | D.W. |
|--|----------------------|----------------------|----------------|------|
| (B) $\ln S_{T+3} = a + b \ln f_T^{T+2} + E_T$ | 0,97 (T = 1,35) | 0,978 (T = 65,71) | 0,9709 | 0,29 |
| (D) $[\ln S_{T+3} - \ln f_T^{T+3}] = a + b [\ln S_{T+2} - \ln f_{T-1}^{T+2}] + E_T$ | -0,33 (T = -0,12) | 0,85 (T = 18,05) | 0,7180 | 1,46 |
| (E) $[\ln S_{T+3} - \ln S_T] = a + b [\ln f_T^{T+3} - \ln S_T] + E_T$ | 0,96 (T = 1,05) | -0,81 (T = 0,14) | 0,00016 | 0,31 |

A la vista de los anteriores resultados no podemos concluir diciendo que ha mejorado la eficiencia del mercado de divisas a plazo a raíz de la nueva normativa. La causa principal, tal y como veremos a continuación, ha estado la intervención continua del Banco de España sobre el mercado de divisas con el fin de frenar las entradas de capital y las fuertes presiones apreciadoras de la peseta. Presiones que han sido consecuencia del diferencial de intereses favorable a la misma que se ha mantenido a lo largo de estos meses debido a la política monetaria restrictiva llevada a cabo prácticamente durante todo el periodo con el fin de frenar la tendencia inflacionista de la economía.

Alzola Eréxpuru²⁰ en un trabajo recientemente publicado, afirma que en 1987 y 1988 la cotización a plazo de la peseta en los mercados de divisas se ha caracterizado por su alta volatilidad. Ello se ha debido no sólo a los cambios en el diferencial de intereses entre la peseta y otras monedas, sino, en su mayor parte, a las medidas transitorias de control de cambios introducidas para frenar las entradas de capital a corto plazo.

19. Signo contrario al esperado.

20. Vid. ALZOLA EREXPURU (1989).

Para hacernos una idea de la importancia de las mismas y siguiendo el trabajo del citado autor, vamos a enunciar brevemente algunas de dichas medidas de control de cambios que han sido adoptadas durante estos últimos años:

a) Aplicación del coeficiente de caja sobre los incrementos de los saldos en pesetas convertibles a partir del 11 de Marzo de 1987. (Circular nº 4/1987).

b) Aplicación del coeficiente de caja sobre la totalidad de los saldos en pesetas convertibles a partir del 23 de Abril de 1987. (Circular nº 12/1987).

c) Aplicación del coeficiente de caja sobre los incrementos del endeudamiento neto en divisas a partir del 23 de Abril de 1987. (Circular nº 12/1987).

d) Prohibición del pago de intereses a las cuentas en pesetas convertibles con saldos superiores a 10 millones de pesetas a partir del 28 de Abril de 1987. (Circular nº 13/1987).

e) Recomendación del Banco de España a las entidades delegadas para que reduciesen su posición corta de divisas en el contado a partir del 28 de Abril de 1987. Esta recomendación se concretó posteriormente en la obligatoriedad de reducir paulatinamente hasta cero dicha posición corta de divisas en el contado. (Circular de 12 de Junio de 1987).

f) Prohibición de realización de operaciones de compraventa a plazo o con pacto de recompra de deuda del Estado ó de otros valores por parte de no residentes a partir del 24 de Julio de 1987. (Orden Ministerial de 22 de Julio de 1987).

g) Establecimiento de límites máximos, en porcentaje de los recursos propios a la posición corta de divisas contra pesetas de valor vencido de las entidades delegadas a partir del 10 de Febrero de 1988.

h) Elevación de uno a tres años de la vida media mínima de los préstamos financieros exteriores no sujetos a autorización administrativa previa (Circular 6/1988, de 10 de Junio).

Ello nos demuestra que si bien el mercado de divisas experimentó en España un profundo cambio a partir de la Circular nº 1/1987 de 7 de Enero en la que se permitía, por primera vez, a las entidades delegadas la toma de posiciones cortas y se ampliaba considerablemente el límite de las posiciones largas, esta flexibilidad quedó relativizada debido a los fuertes controles de capital efectuados en los dos últimos años.

Si observamos los datos de la tabla del Apéndice vemos como de Mayo a Septiembre de 1987 el diferencial cubierto ha sido positivo lo cual si bien es consecuencia de los controles de capital es también una muestra de la fuerte presión ejercida por las entradas de capitales a corto plazo ya que al someter las mismas a restricciones, se desvía sistemáticamente el diferencial de intereses del descuento a plazo. El diferen-

cial cubierto también ha sido positivo, por la misma razón ya apuntada, durante 1988 aunque en menor cuantía que en los meses anteriores.

Los tipos de cambio a plazo son pues mejor reflejo de los controles monetarios domésticos que de las propias expectativas sobre los tipos de cambio.

A este respecto los datos de la Tabla muestran también la ineficiencia de los tipos de cambio a plazo como estimadores insesgados de los tipos de cambio spot para el mismo vencimiento. Excepto para los últimos meses, de los cuales disponemos información, durante el resto del periodo el valor actual de la peseta lo había subvalorado el tipo de cambio desplazado. Podían pues realizarse beneficios comprando pesetas a plazo y vendiéndolas en una fecha futura en el mercado de cambios de contado.

Como resumen podemos afirmar que la falta de competitividad que existe aún en nuestro mercado de cambios es un buen motivo de la ineficiencia mostrada por el mismo. Pero para poder afirmar que es el único motivo, deberíamos ver que ocurre en el caso de aplicar estos mismos contrastes de eficiencia a otros mercados de cambio extranjeros, los cuales si están plenamente liberalizados.

VII. EFICIENCIA DE LOS MERCADOS DE DIVISAS A PLAZOS EXTERIORES.

VII.1. Regulación de los mercados de cambios a plazo en diversos países industriales²¹.

Estados Unidos

Existe un mercado de cambios a plazo plenamente liberalizado. Los bancos comerciales ofrecen facilidades para efectuar operaciones a plazo tanto a los residentes como a los no residentes y esto es aplicable tanto a las transacciones comerciales como a las financieras. No existen límites en cuanto a los plazos de vencimiento. Los tipos de cambio a plazo fluctúan entonces en respuesta a las condiciones del mercado y es de señalar que no han habido grandes cambios en la regulación durante los ochenta.

Japón

Los contratos de cambios a plazo pueden ser negociados frente a las divisas que cotizan en el mercado de cambios de Tokio y en los más importantes mercados de cambios internacionales. No hay tipos de cambios oficiales en el mercado de cambios a plazo. A partir del 1 de Abril de 1984 fueron permitidas las operaciones a plazo realizadas por resi-

21. QUIRK, P.: HACCHE, G.: "Policies for developing forward exchange markets". Occasional paper n. 60. International Monetary Fund. Washington D.C. June 1988.

dentes sin que tuvieran como contrapartida la cobertura de una operación comercial. Y a partir del 1 de Febrero de 1985, los bancos pueden negociar directamente entre ellos en el mercado de cambios a plazo.

Alemania

Los contratos de cambios a plazo pueden ser negociados libremente por los residentes y los no residentes en todas las monedas convertibles; Tanto en el mercado de cambios doméstico como en la mayoría de los mercados internacionales, esto hace referencia tanto a las transacciones comerciales como a las financieras. No hay tipos de cambio fijados oficialmente, de modo que todas las transacciones son negociadas en un mercado de cambios libre y es de señalar que no han habido cambios importantes en la regulación durante la década de los ochenta.

Suiza

Existe un mercado de cambio a plazo muy activo en Suiza. Tanto los residentes como los no residentes pueden negociar libremente los contratos de cambios a plazo con bancos en todas las monedas tanto para transacciones comerciales como financieras. No existe una tasa oficial de premio o descuento aplicable a los contratos de cambio a plazo, todas las transacciones a plazo son pues negociables libremente a las tasas de mercado. En cuanto a los principales cambios en la regulación habidos lugar en los últimos años es de destacar la supresión a partir del 11 de Marzo de 1980 de los límites a las ventas de francos suizos a plazo a los no residentes, así como la supresión en Junio de 1981 del "acuerdo entre caballeros" que existía entre el "Suisse National Bank" y los bancos comerciales a través del cual estos últimos se comprometían a frenar las transacciones que tenían un carácter netamente especulativo contra el franco suizo.

Gran Bretaña

Los bancos son libres de comprometerse en transacciones en el mercado de cambios de contado o a plazo en cualquier moneda y pueden negociar tanto entre ellos como con residentes y no residentes en un mercado de cambios libre. No han habido cambios importantes en la normativa durante la presente década.

VII.2. Contrastación empírica de la eficiencia de los mercados de divisas a plazo en los países industriales anteriormente citados.

Las ecuaciones estimadas han sido las siguientes:

$$(A) \ln S_{t+1} = a + b \ln S_T + E_T$$

$$(B) \ln S_{T+1} = a + b \ln f_T^{T+1} + E_T$$

$$(E) [\ln S_{T+n} - \ln S_T] = a + b [\ln f_T^{T+n} - \ln S_T] + E_T$$

Y los resultados de la estimación por M.C.O. han sido tomados del trabajo de Goodhart²², quien realiza dichas regresiones para comprobar la eficiencia de diversos mercados de cambios, de los cuales hemos tomado para nuestro análisis los siguientes.

| Libra esterlina/Dólar ²³ | \hat{a} | \hat{b} | R^2 | D.W. |
|--|-----------------------|-------------------------|---------|------|
| (A) $\ln S_{T+1} = a + b \ln S_T + E_T$ | 0,01 (t = 0,21) | 0,973 (t = 13,5) | 0,91 | 0,11 |
| (B) $\ln S_{T+1} = a + b \ln f_T^{T+1} + E_T$ | -0,02 (t = 0-0,32) | 0,966 (t = 12,3) | 0,90 | 0,10 |
| (C) $[\ln S_{T+n} - \ln S_T] = a + b [\ln f_T^{T+n} - \ln S_T] + E_T$ | -0,001 (t = -0,04) | 7,90 (t = 0,19) | -0,002 | 3,86 |
| Marco alemán/dólar ²⁴ | \hat{a} | \hat{b} | R^2 | D.W. |
| (A) $\ln S_{T+1} = a + b \ln S_T + E_T$ | -0,07 (t = 1,37) | 0,920 (t = 16,6) | 0,851 | 0,62 |
| (B) $\ln S_{T+1} = a + b \ln f_T^{T+1} + E_T$ | -0,08 (t = 1,77) | 0,908 (t = 16,1) | 0,847 | 0,60 |
| (E) $[\ln S_{T+n} - \ln S_T] = a + b [\ln f_T^{T+n} - \ln S_T] + E_T$ | 0,0092 (t = 1,92) | -0,98 (t = 1,94) | -0,003 | 3,41 |
| Franco suizo/dólar ²⁵ | \hat{a} | \hat{b} | R^2 | D.W. |
| (A) $\ln S_{T+1} = a + b \ln S_T + E_T$ | -0,07 (t = -1,93) | 0,898 (t = 21,1) | 0,865 | 0,58 |
| (B) $\ln S_{T+1} = a + b \ln f_T^{T+1} + E_T$ | -0,10 (t = -2,93) | 0,874 (t = 21,0) | 0,864 | 0,56 |
| (E) $[\ln S_{T+n} - \ln S_T] = a + b [\ln f_T^{T+n} - \ln S_T] + E_T$ | 0,002 (t = 0,25) | -0,09 (t = -0,22) | -0,1007 | 3,37 |
| Yen/Dólar ²⁶ | \hat{a} | \hat{b} | R^2 | D.W. |
| (A) $\ln S_{T+1} = a + b \ln S_T + E_T$ | -1,70 (t = 1,29) | 0,685 (t = 2,82) | 0,426 | 1,54 |
| (B) $\ln S_{T+1} = a + b \ln f_T^{T+1} + E_T$ | -1,71 (t = -1,29) | 0,685 (t = 2,81) | 0,424 | 1,53 |
| (E) $[\ln S_{T+n} - \ln S_T] = a + b [\ln f_T^{T+n} - \ln S_T] + E_T$ | 1211,0 (t = 1,05) | -1322596 (t = -1,07) | -0,001 | 3,91 |

22. Vid. GOODHART (1988).

23. Fuente: Banco de Inglaterra. Vencimiento del tipo cambio a plazo: Tres meses. Frecuencia de los observ.: semanal. Período muestral: 1977:14-1985:47. N^o observaciones: 450.

24. Fuente: OCDE. Vencimiento del T. cambio a plazo: 3 meses. Frecuencia de las observaciones: mensual. Período muestra: 1974:1-1986:6. N^o de observaciones: 150.

25. Fuente: OCDE. Frecuencia de las observaciones: mensual. Vencimiento del T. cambio a plazo: 3 meses. Período muestral: 1974:1-1986:6. N^o observaciones: 150.

26. Fuente: Baring Bros. Vencimiento del T. de cambio a plazo: 1 mes. Frecuencia de las observaciones: diaria. Período muestral: 1981:1:6-1986:9:14. Número de observaciones: 1443.

A la vista de estos resultados podemos afirmar que en otros mercados de cambios en los cuales si existe plena liberalización de las operaciones, tampoco son superadas las tests de eficiencia. Los resultados de la estimación de la ecuación A, la cual describe la trayectoria seguida por el tipo de cambio spot como la de un paseo aleatorio, son mejores que las de las ecuaciones B y E; las cuales pretenden valorar la capacidad del tipo de cambio a plazo como predictor del futuro tipo de cambio al contado²⁷. Es importante observar que los resultados son muy similares a los que obteníamos para el mercado de cambios peseta/dólar.

Llegados a este punto cabe señalar que existen serios problemas econométricos cuando se trata de contrastar la eficiencia de los mercados de divisas a plazo. No pudiendo por lo tanto rechazar el cumplimiento de la hipótesis de eficiencia en los mismos como consecuencia de los resultados obtenidos en las estimaciones anteriores, ya que podríamos estar cometiendo un error al no estar trabajando con el modelo adecuado.

VIII. UNA EXPLICACIÓN A LA INEFICIENCIA PRESENTADA EN LOS MERCADOS DE DIVISAS A PLAZO.

Hasta el momento parece ser que la idea que puede sacarse del presente artículo es la ineficiencia del mercado de divisas a plazo en España. Hemos visto también que dicha ineficiencia es lógica si se tiene en cuenta que en el caso español no se cumplen los supuestos en los que se basa el concepto de eficiencia y que fueron señalados al principio del trabajo. Pero dado que mercados más liberalizados tampoco superan los tests de eficiencia, vamos a exponer a continuación una explicación para la ineficiencia de los mercados de divisas a plazo en general, presentada en un reciente trabajo por el profesor Charles Goodhart²⁸ y que puede aplicarse también al caso español.

El profesor Goodhart carga la responsabilidad de dicha ineficiencia al comportamiento esquizofrénico de los agentes económicos; quienes según este autor parte de su tiempo piensan que nadie puede predecir el comportamiento del tipo de cambio futuro, que éste igual puede fluctuar al alza como a la baja. Piensan pues que el comportamiento del tipo de cambio se asemeja a un paseo aleatorio en el corto plazo, de modo que realizan sus operaciones al descubierto en el mercado de contado (comprando activos en la moneda más depreciada y vendiéndolos

27. No hay que olvidar sin embargo que para las dos primeras ecuaciones (A) y (B) los estimadores obtenidos son inconsistentes al reflejar los estadísticos Durbin-Watson una alta correlación entre los residuos.

28. VID. GOODHART (1988).

cuando la moneda se haya apreciado).

Mientras que la otra parte de su tiempo, estos mismos agentes piensan que los movimientos del tipo de cambio siguen un proceso estacionario a largo plazo debido a condiciones fundamentales tales como la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo. Piensan entonces que cuando una moneda está muy alejada de su senda de equilibrio, existen en el mercado unas fuerzas que a largo plazo la reconducirán hacia ella. En tal caso se cubren tomando posiciones en el mercado de divisas a plazo.

Es para Goodhart la actuación de los mismos agentes económicos unas veces de una manera y las otras de la otra lo que acarrea la gran variedad de la prima de riesgo y por lo tanto el que el tipo de cambio a plazo sea un mal predictor del tipo de cambio al contado futuro. Por otro lado, es para este autor:

“la pasividad de los tipos de cambio a plazo (que no son predictores insesgados), lo que permite una cierta autonomía monetaria a nivel nacional sin causar excesiva volatilidad en los tipos de cambio”.

Vamos a ver a continuación el por qué.

Por la teoría de la paridad cubierta de tipos de interés:

$$(1 + i_{T*}) = \frac{S_T (1 + i_T)}{f_T^{T+3}}$$

de donde haciendo las debidas transformaciones obtenemos:

$$S_T = f_T^{T+3} - f_T^{T+3} \left[\frac{i_T - i_{T*}}{1 + i_T} \right]$$

De modo que si ante un incremento del diferencial de intereses ($i_T - i_{T*}$) dominan en el mercado los especuladores con prima de riesgo nula, como esperan que la peseta se aprecie más en el futuro, comprarán pesetas en el mercado de cambios a plazo para venderlas posteriormente y beneficiándose de la apreciación de la misma.

Los efectos de este tipo de operaciones son que el tipo de cambio de contado, S_T y a plazo, f_T^{T+3} , se mueven en la misma dirección luego:

$$(i_T - i_{T*}) > \left(\frac{f_T^{T+3} - S_T}{S_T} \right)$$

que traerá consigo un incremento de las entradas de capital,

Con lo que el diferencial de intereses no se puede mantener, perdiéndose por consiguiente la autonomía monetaria si no queremos que la peseta se aprecie en demasía.

En este caso si $S_T \cong f_T^{T+3}$ y las expectativas en el mercado de contado se forman racionalmente tenemos:

$$S_{T+1} = a + b S_T + E_T$$

o lo que es lo mismo:

$$S_{T+1} = a + b f_T^{T+3} + E_T$$

Es decir el tipo de cambio a plazo es un previsor insesgado del tipo de cambio al contado esperado.

Si por el contrario en el mercado existen gran número de inversores con prima de riesgo variable y distinta de cero, en tal caso ante un incremento del diferencial de intereses las intervenciones de tipo especulativo serán de mucha menor magnitud, son los arbitrajistas quienes en este caso tendrán un mayor peso en el mercado.

Bajo este supuesto, los inversores actúan cubriéndose en el mercado de cambios a plazo y $S_T \neq f_T^{T+3}$, con lo cual dado:

$$S_T = f_T^{T+3} - f_T^{T+3} \left[\frac{i_T - i_T^*}{1 + i_T} \right]$$

Será posible mantener un diferencial de intereses distinto de cero y una cierta autonomía monetaria.

En este caso si las expectativas en el mercado de contado se forman racionalmente obtenemos:

$$S_{T+1} = a + b S_T + E_T$$

o lo que es lo mismo:

$$S_{T+1} = a + b f_T^{T+1} + c \left[\frac{i_T - i_T^*}{1 + i_T} \right] + E_T$$

Es decir, tal y como ya hemos señalado, para el profesor Goodhart, es el comportamiento esquizofrénico de los agentes económicos lo que

trae consigo la variabilidad de la prima de riesgo y que el tipo de cambio a plazo sea un mal predictor del tipo de cambio al contado esperado. Ahora bien, como consecuencia de su análisis, propone la estimación de una ecuación tal como la siguiente:

$$(G) \ln S_{T+3} = a + b \ln f_{T+2}^{T+5} + c \left[\frac{i_{T+2} - i_{T+2}^*}{1 + i_{T+2}} \right] + E_T$$

con la que al acompañar el tipo de cambio a plazo del diferencial de intereses entre los países concernientes, debería verse aumentado el poder predictivo del primero.

En su trabajo Goodhart realiza dicha estimación para diversos mercados de cambios, siendo los resultados para los mercados que en concreto hemos definido ya anteriormente, los siguientes:

| (G) M.C.O. | \hat{a} | \hat{b} | \hat{c} | R^2 | D.W. |
|---------------|-----------|-----------|----------------------|-------|------|
| £/\$ | -0,0006 | 0,982 | 4,90 ($t=3,75$) | 0,93 | 0,15 |
| DM/\$ | -0,04 | 0,939 | 2,31 ($t=1,55$) | 0,851 | 0,66 |
| SwFr/\$ | 0,05 | 0,958 | 2,83 ($t=1,47$) | 0,868 | 0,64 |
| Y/\$ | -1,72 | 0,680 | 4,37 ($t=1,32$) | 0,430 | 1,55 |

Observamos que el valor del coeficiente de determinación, R^2 , es superior al obtenido en las estimaciones de las ecuaciones A y B.

Hemos realizado esta misma estimación para el caso peseta-dólar obteniendo resultados similares:

| | \hat{a} | \hat{b} | \hat{c} | R^2 | D.W. |
|----------------------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|-------|------|
| (G) M.C.O. | 0,43 ($t=0,14$) | 0,999 ($t=152,24$) | -1,07 ($t=5,35$) | 0,994 | 1,41 |
| (G*) ²⁹ C.O. | 0,77 ($t=0,28$) | 0,997 ($t=121,04$) | -0,9 ($t=3,57$) | 0,991 | 1,96 |

Comprobamos que efectivamente el coeficiente de determinación resultante de la estimación de la ecuación G* ($R^2 = 0,991$) es superior.

29. Se ha realizado la misma estimación con el método de Cochrane-Orcutt con el fin de eliminar la autocorrelación de los errores.

al obtenido por la ecuación B* ($R^2 = 0,5497$) e incluso al obtenido para la F* ($R^2 = 0,9905$).

Por lo tanto podemos afirmar que debido a la variabilidad de la prima de riesgo el tipo de cambio a plazo es un mal predictor del tipo de cambio spot esperado, ahora bien su capacidad predictiva se ve incrementada al introducir en el modelo el diferencial de intereses entre los países en cuestión.

CONCLUSIONES

1. El mercado de divisas a plazo en España no puede ser eficiente ya que para él no se cumplen los supuestos básicos de competitividad en los que se basa el concepto de eficiencia. Por un lado en el momento actual todavía son muy frecuentes las intervenciones gubernamentales en el mercado de cambios y por el otro lado no ha sido hasta fechas muy recientes que la normativa que regía el mercado de divisas a plazo ha experimentado una profunda flexibilización.

2. Al estudiar la eficiencia de otros mercados de divisas a plazo, para los cuales sí que existe una plena liberalización de las operaciones, cumpliéndose por lo tanto en ellos los requisitos básicos de competitividad, observamos que tampoco son superados los tests de eficiencia.

3. A nuestro parecer la causa principal para el no cumplimiento, de la hipótesis de eficiencia en mercados que en principio son competitivos radica en la existencia de una prima de riesgo variable, consecuencia del comportamiento esquizofrénico de los inversores, la cual invalida el modelo utilizado basado en la inexistencia de prima de riesgo o en su caso en la constancia de la misma.

4. En todas las regresiones realizadas la capacidad predictiva del tipo de cambio a plazo acerca del valor del futuro tipo de cambio al contado ha quedado puesta en duda, ahora bien observamos que la misma mejora al incluir en el modelo el diferencial de intereses existentes entre los países en cuestión.

APENDICE

| | S_T | f_T^{T+3} | S_{T+3} | $i_T - i_{T^*}$ | desc. pta. | diferen. cubierto |
|-------------|--------|-------------|-----------|-----------------|------------|----------------------|
| 1987 | | | | | | |
| Enero | 129,42 | 131,43 | 126,95 | 6,20 | 6,20 | 0,00 |
| Febrero | 128,75 | 130,68 | 125,16 | 6,20 | 6,01 | 0,19 |
| Marzo | 128,73 | 131,28 | 126,30 | 7,90 | 7,92 | -0,02 |
| Abril | 126,95 | 130,02 | 126,56 | 10,00 | 9,67 | 0,33 |
| Mayo | 125,16 | 127,82 | 125,70 | 12,80 | 8,51 | 4,29 |
| Junio | 126,30 | 128,43 | 121,37 | 11,30 | 6,74 | 4,56 |
| Julio | 126,86 | 129,76 | 118,53 | 10,70 | 9,15 | 1,55 |
| Agosto | 125,70 | 128,08 | 113,18 | 10,00 | 7,56 | 2,44 |
| Septiembre | 121,37 | 123,51 | 110,80 | 9,30 | 7,04 | 2,26 |
| Octubre | 118,53 | 119,75 | 112,27 | 7,80 | 4,12 | 3,68 |
| Novbre. | 113,18 | 115,73 | 114,43 | 7,00 | 6,90 | 0,10 |
| Dicbre. | 110,80 | 112,05 | 112,56 | 5,80 | 4,53 | 1,27 |
| 1988 | | | | | | |
| Enero | 112,27 | 113,74 | 110,93 | 5,70 | 5,24 | 0,46 |
| Febrero | 114,43 | 115,78 | 112,08 | 5,40 | 4,71 | 0,69 |
| Marzo | 112,56 | 113,52 | 116,06 | 4,40 | 3,78 | 0,62 |
| Abril | 110,93 | 111,74 | 122,22 | 3,80 | 2,73 | 0,87 |
| Mayo | 112,08 | 112,75 | 124,15 | 3,70 | 2,38 | 1,32 |
| Junio | 116,06 | 116,70 | | 2,80 | 2,20 | 0,60 |
| Julio | 122,22 | 112,93 | | 2,70 | 2,31 | 0,39 |
| Agosto | 124,15 | 124,74 | | 2,30 | 1,89 | 0,41 |

Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España.

S_T : tipo de cambio al contado peseta-dólar en el periodo T.

S_{T+3} : tipo de cambio al contado peseta-dólar en el periodo T + 3.

f_T^{T+3} : tipo de cambio a plazo (3 meses) peseta-dólar en el periodo T en vencimiento t + 3.

$i_T - i_{T^*}$: diferencial entre el tipo de interés nacional y americano en el periodo T. (a 3 meses).

$$\text{descuento anual peseta: } 400 \times \left[\frac{f_T^{T+3} - S_T}{S_T} \right]$$

Diferencial cubierto: $i_T - i_{T^*}$ - descuento peseta.

BIBLIOGRAFÍA

- ALVAREZ PASTOR, D.; EGUIDAZU, F.: "Las operaciones en divisas a plazo". *Información Comercial española*, febrero 1987.
- ALZOLA EREXPURU, J.L.: "La cotización a plazo de la peseta y las entradas de capital". Banco de España. *Boletín Económico*. Marzo 1989.
- ARGANDOÑA, A.: "El renacer de las expectativas". *Revista Española de Economía*. Julio-Septiembre 1979.
- BAILEY, R.W.; BAILLIE, R.: "Interpreting econometric evidence on efficiency in the foreign exchange market". *Oxford Economic Papers* n. 36, 1984.
- CLINTON, K.: "Transaction cost and covered interest arbitrage: Theory and Evidence". *Journal of Political Economy*, vol. 96. n. 2. Abril 1988.
- FAMA, E.: "Forward and Spot Exchange rates". *Journal of Monetary Economics*. vol. 14, 1984.
- FRANKEL, J.: "The diversificability of Exchange risk". *Journal of International Economics*. vol. 9. n. 3. 1979.
- GAMEZ AMIAN, C.: "Expectativas racionales y eficiencia del mercado de divisas a plazo en España". *Cuadernos de Economía*. n. 38. 1985.
- GAMEZ AMIAN, C.: "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. 39. 1986.
- GOODHART, CH.: "The foreign exchange market: a random walk with a dragging anchor". Discussion Paper n. 1. *LSE Financial Markets Group Discussion Paper Series*. 1988.
- HAKKIO, C.: "Expectations and the Forward Exchange Rate". *International Economic Review*. vol. 22. n. 3. Octubre 1981.
- HANSEN, L.P.; HODRICK, R.J.: "Forward Exchange Rates as optimal Predictors of Future Spot Rates. An Econometric Analysis". *Journal of Political Economy*. vol. 81. n. 51. 1980.
- HARRIS, G.P.; PURVIS, D.N.: "Diverse information and Market Efficiency in a Monetary Model of the Exchange Rate". *The Economic Journal*. vol. 91. 1981.
- KARLIN, M.: "Le cambisme: aspects Techniques et comptables". *Presses Universitaires de Lyon*. Juin 1984.
- KEYNES, J.M.: "A Tract on Monetary Reform". Ed. The McMillan Press LTD. 1923.
- LINDE, L.M.; GIL, G.: "La nueva regulación del mercado de divisas en España". *Papeles de Economía Española*. n. 36. 1988.
- LORENZO, C.: "Regulación, ineficiencia y especulación en el mercado de cambios". *Información comercial Española*. n. 632. Abril 1986.
- PI ANGUITA, J.: "La eficiencia del mercado de divisas de la peseta". *Investigaciones económicas*. n. 26. 1985.
- QUIRK, P.; HACCHE, G.: "Policies for developing forward foreign exchange market". Occasional Paper n. 60. *International Monetary*. Fund. Washington D.C. June 1988.

- RIDRUEJO, Z.: "Análisis de la eficiencia del mercado de cambios forward: el caso español (1977-1981)". *Investigaciones económicas*. n. 27. 1985.
- ROBERTS, H.V.: "Statistical versus clinical prediction of the Stock Market". Mimeo. Universidad de Chicago. 1967.
- SIEGEL, J.: "Risk, interest rates and the forward exchange". *Quarterly Journal of Economy*. vol. 86. 1972.
- YAMEY, B.S.: "La economía de las operaciones de futuros: notas y dudas", en *Análisis Económico de los Mercados*, Ed. Vicens Universidad. 1987.