EFICIENCIA Y COINTEGRACION: UNA APLICACION AL MERCADO DE CAMBIOS PESETA-DOLAR

Carmen Lorenzo Lago

RESUMEN.—El objetivo de este trabajo consiste en estudiar en el mercado de cambios entre la peseta y el dólar, con periodicidad mensual en los datos, los contrastes de eficiencia de dicho mercado para operaciones a plazo a uno y tres meses. Para ello se utilizan, entre otras, las técnicas derivadas del análisis de cointegración, utilizando los modelos de corrección de error.

La evidencia empírica, proporciona resultados patentemente insatisfactorios, que revelan la ineficiencia del mercado del cambio en las operaciones forward tanto a uno como a tres meses.

1. INTRODUCCION

Este artículo, trata de evaluar las condiciones y contrastes de eficiencia del mercado de cambios peseta dólar para el período comprendido entre 1975 y 1995. El trabajo se realiza desde dos perspectivas, por un lado, se estudia la correlación existente entre la tasa de depreciación del tipo de cambio al contado y el premio forward. La evidencia empírica resalta la incorrelación existente entre dichas variables, lo cual es razonable en períodos en los que domina la incertidumbre. Y, por otro, aplicando procedimientos de la teoría de la cointegración que nos proporciona nuevos aspectos sobre la ineficiencia de dichos mercados.

Asimismo, se realiza un análisis de estabilidad estructural con objeto de dilucidar si la ineficiencia del mercado es consecuencia de las modificaciones estructurales de la economía española en un período de trasformaciones profundas, con cambios de estrategia en su política económica, así como las variaciones surgidas en la economía norteamericana en el mismo período.

2. CONTRASTES DE EFICIENCIA

El general se presume que un mercado es eficiente si los precios reflejan plenamente toda la información disponible[1] en un momento determinado, de modo que cualquier modificación en el conjunto de la información disponible es plenamente recogido por el mercado y reflejado en sus precios, de tal forma que sería imposible obtener beneficios anormales. El conjunto de elementos sugeridos en la literatura para estudiar la eficiencia de los mercados financieros, ha sido empleado igualmente para evaluar la eficiencia del mercado de cambios y, en general, en los métodos de predicción de los tipos de cambio.

Sin embargo, es necesario precisar que la eficiencia especulativa es una condición de equilibrio y no un modelo estructural[2]. Por lo tanto, el incumplimiento de la eficiencia en el mercado no reclama una alternativa de definición correcta del mercado ni un planteamiento de tipo estructural mejor definido[3].

Así, aceptando que la eficiencia se configura de un modo coherente con el concepto de expectativas racionales, en función de la información pública y privada disponible por los agentes económicos, y asumiendo que dichos agentes no incurren en costes de transacción en el mercado y postulando el carácter neutral frente al riesgo de sus decisiones, podemos establecer que[4]

$$E_t s_{t+n} = f_t^{t+n}$$

donde $E_t(\ )$ representa la esperanza condicionada por el conjunto de información disponible en el momento en el que se han hecho las expectativas *(t)* S_{t+n} el tipo de cambio al contado en el período $t+n$ *(spot)*, f_t^{t+n} el tipo de cambio a plazo contratado en t (forward) y n el plazo de vencimiento del forward. Esta hipótesis indica un funcionamiento adecuado del mercado, en el sentido de que las expectativas «institucionales» coinciden con los criterios de los agentes económicos, ya que recoge toda la información disponible.

1 Fama, E. (1970), p. 283.

2 Para una explicación más detallada de este punto, ver: P. Boothe y D. Longworth (1986), p. 143.

3 Exiten, sin embargo, opciones de análisis para evaluar lo que podríamos denominar la «eficiencia de la predicción» del tipo de cambio forward a partir de modelos estructurales. Referencias obligadas en relación a este tema serían los trabajos de R. Meese y K. Rogoff (1983), p. 3 y V. Somanath (1986), p. 195.

4 Todas y cada una de las variables están consideradas en términos logarítmicos con objeto de evitar los problemas derivados de la «paradoja de Siegel». J. Siegel en (1972), p. 303 ha demostrado que la expectativa del tipo de cambio no coincide con la expectativa de su inversa, lo que impide la realización de test de eficiencia en valores absolutos. Sin embargo, J. McCulloch (1975) ha demostrado que tal paradoja carece de significación cuando se trata empíricamente con variables en forma logarítmica.

Por otra parte, la racionalidad de las expectativas exige que:

$$s_{t+n} = E_t\,[s_{t+n}] + \varepsilon_{t+n}$$

donde ε_{t+n} es un término de error que aplicando el concepto de martingala, tendrá media cero y estará incorrelacionado con cualquier variable del conjunto de información, tal que $E(\varepsilon_{t+n}/I_t)=E_t(\varepsilon_{t+n})=0$.

El supuesto de «eficiencia» en el mercado quedaría garantizado por el cumplimiento conjunto de:

$$E_t s_{t+n} + \varepsilon_{t+n} = s_{t+n} = f_t^{t+n} + \varepsilon_{t+n}$$

lo que conlleva una doble exigencia: para que el mercado sea eficiente, tiene que satisfacerse la racionalidad de las expectativas y, adicionalmente, tiene que garantizarse el cumplimiento de las condiciones de equilibrio «spot–forward» en el mercado de cambios.

Esta hipótesis implica, que el error de predicción (s_{t+n}-f_t^{t+n}) está incorrelacionado con cualquier variable recogida por la información disponible en el momento *t (ortogonal respecto a I_t)*, ya que si las expectativas incorporan toda la información disponible, su poder para predecir no puede aumentar a causa de la inclusión de cualquier varible que ya pertenecía al conjunto de información en el momento en que fueron formadas dichas expectativas. En este caso, se dice que el forward f_t^{t+n} es un predictor insesgado del spot futuro s_{t+n}.

Si aceptamos que la frecuencia muestral de los datos coincice exactamente con el plazo de maduración de los contratos «forward» y puesto que en la expresión previamente descrita se cumple que:

$$E_t\,[s_{t+n}\text{-}f_t^{t+n}] = 0$$

la hipótesis de eficiencia podría estimarse[5] por medio de una expresión genérica del tipo:

$$[1]\; s_{t+n} = \beta_0 + \beta_1\, f_t^{t+n} + u_{t+n}$$

donde suponemos, que la perturbación aleatoria u_{t+n} varía de acuerdo a un proceso tal que

$$E\,[u_{t+n} / I_{t+n-1}] = 0$$

$$E\,[u_{t+n}\, u_t] = 0$$

5 Esta primera aproximación a la eficiencia, donde u_{t+n} sigue una senda aleatoria, fue inicialmente empleada por L. P. Hansen y R. S. Hodrick (1980), p. 831; por J. Frankel (1981) y, finalmente, por J. Bilson (1981), p. 435.

La hipótesis de eficiencia quedaría garantizada no rechazando la «hipótesis nula» conjunta de $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ y u_{t+n} ruido blanco. Mientras que resultados del tipo $\beta_0 \neq 0$ y valores significativamente diferentes de la unidad para β_1, sugerirían la existencia de procesos de no neutralidad al riesgo en la decisión de los agentes económicos, supuesto que se mantenga que las expectativas son racionales.

El rechazo de la hipótesis $E(u_{t+n}\ u_t) = 0$. podría ser indicativo del incumplimiento de la condición de ortogonalidad. Ahora bien, tomando en consideración el contenido teórico subyacente, la hipótesis nula no dilucida si el rechazo deriva de la inconsistencia de las expectativas o de que el mercado es incapaz de recoger toda la información disponible.

Una segunda alternativa, aunque no la única[6], de estudiar la eficiencia, consiste en contrastar[7] en la expresión:

$$[2]\ s_{t+n}-s_t = \beta_0 + \beta_1\ (f_t^{t+n}-s_t) + u_{t+n}$$

la hipótesis nula $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ y u_{t+n} ruido blanco.

Algunos autores[8] han subrayado que en los contrastes de la ausencia de sesgos anteriormente propuestos, no es tan importante la significación paramétrica del test realizado cuanto la adecuación del propio test en si mismo. En concreto, la dirección de la investigación ha girado desde la simple significación paramétrica a una consideración más amplia del propio procedimiento del contraste.

El procedimiento de Frenkel que hemos aceptado para la construcción de la expresión *[1]*, y por analogía para el resto de los contrastes propuestos, se basa en una descripción de la prima de riesgo tal como:

$$E_t s_{t+n} - f_t^{t+n} = \mu_t = \mu + \omega_t$$

siendo μ una prima de riesgo constante y ω_t una variable aleatoria ruido blanco que considera la posibilidad de que la prima pueda variar aleatoriamente a lo largo del tiempo.

6 Otras alternativas a la hipótesis de eficiencia se pueden ver en Carmen Lorenzo (1994).

7 Las bases teóricas de este contraste pueden encontrarse en Mussa M. (1979), pp. 1-50; Bilson, J. (1981), pp. 435-51; Messe, R. A. y Rogoff, K. (1983), pp. 3-24 y Longworth, D. et all. (1983). Contrastes empíricos a partir de expresiones similares a la indicada se encuentran en Cumby, R. E. y Obstfeld, M. (1984), pp. 121-51; Fama, E. (1984), pp. 319-38; Hodrick, R. y Srivastava, S. (1984), pp. 5-30; Huang, R. D. (1984), pp. 157-67, con resultados, en general, poco satisfactorios. En el caso del mercado de cambios peseta-dolar, Ridruejo, Z. (1985), p. 55, para el período 1977-81 y Gámez, C. (1985), p. 472, para el período 1977-85, coinciden en señalar la ineficiencia del mercado de cambios español en dichos períodos.

8 Ver especialmente Hakkio, C.S. (1981), p. 663 y Baillie, R. T., Lippens, R. E. y McMahon, P. C. (1983), p. 553.

Dicha prima, en conjunción con el error aleatorio de la expresión

$$s_{t+n} = E_t\,(s_{t+n}) + \varepsilon_t$$

donde $s_{t+n} = f_t^{t+n} + \mu_t + \varepsilon_t$ generaban el término de error $u_{t+n} = \varepsilon_{t+n} + \mu + \omega_t$ ortogonal respecto al conjunto de información $E\,[u_{t+n}/\,I_{t+n}] = 0$

Todos estos test plantean algunos problemas de interpretación[9] que conviene resaltar: el punto crítico de dichos contrastres, es que el rechazo de la hipótesis nula puede ser interpretado en el sentido de un fallo de mercado o de falta de coherencia en las expectativas. Pero, incluso en el primero de los casos, bastaría con suponer «aversión al riesgo» para que el rechazo de la hipótesis nula fuese consistente con la hipótesis de ineficiencia del mercado de cambios[10].

Las estimaciones propuestas presentan, sin embargo, algunas dificultades econométricas que debemos de tener en consideración. En primer lugar, la estimación de las ecuaciones anteriores mediante el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) requiere, no solamente que $E\,[u_{t+n}/\,I_{t+n}] = 0$ se satisfaga, sino también que u_{t+n} esté serialmente incorrelacionada, lo que no necesariamente se satisface, puesto que si los datos están solapados, es decir, si la frecuencia muestral de los datos es menor que el plazo de maduración de los contratos forward, podríamos esperar a priori que el término de error esté correlacionado. Tal afirmación es consecuencia de que cuando las observaciones son más frecuentes que la longitud del vencimiento, el término de error no será independiente de los errores de predicción pasados, habrá n autocovarianzas del proceso de $\{u\}$, incluyendo las de orden cero no nulas, de esta forma podría seguir un proceso de medias móviles, tal que:

$$u_{t+n} = \theta\,(L)\,\varepsilon_{t+n}$$

siendo θ (L) el operador polinominal de retardos[11].

En segundo lugar, la obtención de estimadores cosistentes está condicionada al hecho de que las variables explicativas se distribuyan indepen-

9 Resaltados por Stockman, A. (1978), p. 159.

10 Otros autores han propuesto como alternativa, que bajo el supuesto de la inexistencia de una prima de riesgo, los cambios de tipo «forward» tenderían a estar negativamente relacionados con sus predicciones en términos de la estructura del mercado. Es decir:

$$f_{t+l}^{t+n} - f_t^{t+n} = a_0 + a_l(f_t^{t+n+l} - f_t^{t+n}) + u_{t+l}$$

donde a_l sería negativo. Ver: Lonworth D. (1985), p. 247.

11 Sobre esta importante cuestión ver, especialmente, Hansen L. P. y Hodrick, R. (1980), *Op. cit.*, pp. 833-835 que proponen estimar por MCO pero hallando como estimador consistente de la matriz de varianzas covarianzas asintótica: $T(X'X)^{-1}X'\,\Omega X(X'X)^{-1}$ donde X es la matriz de regresores y Ω, el estimador de la matriz de varianzas-covarianzas de las perturbaciones, es una matriz simétrica de orden $T\,x\,T$ tal que

dientemente de la pertubación aleatoria dado que en las condiciones descritas por el modelo de relación entre el «forward» y el «spot» futuro, no se puede decir que f_t^{t+n} sea estrictamente exógena puesto que si lo fuera, sus valores no deberían proporcionar información útil en la predicción de s_{t+n}. Para contrastar si el tipo de cambio «foward» recoge la información completa necesaria para predecir el «spot» futuro debe especificarse convenientemente la información utilizable. La omisión de variables significativas del conjunto de información proporcionaría, posiblemente, inconsistencia tanto en los estimadores como en los test de hipótesis. Un procedimiento de estimación[12] adecuado, debería incorporar los valores corrientes y retardados de las variables.

En tercer lugar, se requiere que las series sean estacionarias, es decir, integradas de orden *O, I(O)*, para poder utilizar estadísticos con distribuciones estándar conocidas. A tal efecto, si las variables fuesen no estacionarias, podríamos trabajar con cualquier transformación de las variables que nos permita obtener series *I(O)* o bien, utilizar la técnica de cointegración.

2.1. EFICIENCIA Y COINTEGRACIÓN

Un elemento sustancial a la teoría de la eficiencia en los mercados de cambio establece que, bajo tal circunstancia, el tipo de cambio «spot» recoge toda la información relevante disponible y consiguientemente, se resiste a cualquier intento de predicción efectuada a partir de valores precedentes del mismo.

Esta capacidad de los mercados eficientes, que puede extenderse al ámbito de dos o más mercados relacionados, ha suscitado la utilización de técnicas de cointegración[13] con objeto de evaluar las condiciones de eficiencia en los mercados de cambio y, en su caso, para determinar, mediante técnicas de «corrección de errores», el rechazo conjunto de la eficiencia

$$T^{-1}X'\hat{\Omega}X = \sum_{j=-k+1}^{k-1}\left[T^{-1}\sum_{t=j+1}^{T}\hat{u}_{t+n}\hat{u}_{t+n-j}\sum_{t=j+1}^{T}X'_tX_{t-j}\right] \text{ siendo } \hat{u} \text{ el residuo MCO.}$$

Ver igualmente, Hakkio, C. (1981), p. 664; Baillie, R. T. et all. (1983), p. 553 y Bailley, R. W. (1984), p. 67.

12 Este procedimiento ha sido propuesto por Hakkio, C. (1981), *Ibid.*, p. 665.

13 La cointegración es una propiedad que poseen algunas series de tiempo no estacionarias. Se dice que dos variables no estacionarias (integradas del mismo orden) están cointegradas cuando una combinación lineal de las mismas es estacionaria. Por otro lado, Granger demostró que si dos (o más) variables están cointegradas con un vector de cointegración *d*, existe un modelo de corrección de error válido para representarlas. Además el Teorema de representación de Granger establece que si el proceso que genera las observaciones es un modelo de corrección de error, las varialbes incluidas están cointegradas. La literatura básica sobre cointegración es extensa; no obstante referencias obligadas aunque incompletas serían Granger, C. (1983), Granger, C. y Weis, A. (1983) y, en especial, Engel R. y Granger, C. (1987). Una muy buena recopilación de estos y otros artículos sobre el tema se encuentra en Engle, R. F. and Granger, C. Ed. (1991). Igualmente ver Banerjee, A., Dolado, J. y otros (1994).

y la existencia de primas de riesgo con utilización de información procedente de mercados interrelacionados.

Una implicación fundamental de la definición de mercados eficientes establece, por lo tanto, que dos mercados eficientes de diferentes activos externos no pueden en ningún caso ser cointegrados. Esta primera afirmación conduce a un «test» simple de eficiencia en los mercados de cambio. Si los tipos «spot» o, alternativamente, los tipos «forward» de dos mercados distintos no pueden ser cointegrados entre si, podemos afirmar que los mercados son eficientes. La imposibilidad de cointegración puede revelar la naturaleza estacionaria[14] de los tipos de cambio en cada caso y su capacidad para recoger racionalmente toda información disponible de los agentes económicos que revelan comportamientos neutrales frente al riesgo.

El planteamiento de la eficiencia del mercado es, sin embargo, ligeramente más compejo cuando trata de aplicarse a través de las relaciones entre el tipo de cambio spot y el tipo de cambio forward en un mismo mercado. Si ambas variables están cointegradas, entonces sus variabilidades serán armónicas y su diferencia será estacionaria. Si, por el contrario, no fuesen cointegrables, su diferencia no sería estacionaria, se alejarían una de otra cada vez más a lo largo del tiempo, de modo que el tipo forward no reflejaría toda la información disponible y el mercado sería ineficiente.

Además, por otro lado, si el término de error de la ecuación *[1]* presenta correlación serial, de tal forma que no es ortogonal respecto al conjunto de información es evidente que el tipo forward no recogería toda la información y el mercado no presentaría el perfil de eficiencia.

Ahora bien, como han apuntado Hakkio y Rush[15], mientras la cointegración de las variables es condición necesaria para la eficiencia del mercado, no es condición suficiente. En efecto, la eficiencia del mercado requiere que el error u_{t+n} sea ruido blanco, mientras que la cointegración requiere que el error sea estacionario.

De esta forma, nuevas posibilidades respecto al análisis de la eficiencia se derivan de las opciones planteadas por Granger, en el sentido de que si los dos tipos de cambio, «spot» y «forward», están cointegrados con un vector de cointegración *d*, entonces pueden escribirse en términos de una ecuación de corrección de error, tal que[16]:

$$[3]\quad (1\text{-}L)s_t = \alpha_o + \alpha_1[s_t\text{-}df_{t-1}^{t+n}] + \alpha_2(1\text{-}L)f_t^{t+n} + \sum_{i=1}^{p}\beta_i(1\text{-}L)s_{t-i} + \sum_{i=1}^{q}\delta_j(1\text{-}L)f_{t-j} + v_t$$

14 Una serie estacionaria en sentido débil, es aquella en la que su media, varianza y función de autocorrelación son independientes del tiempo.

15 Hakkio, C. y Rush, M. (1989), p. 78.

16 Es preciso hacer notar, que la expresión señalada dista notablemente de la ecuación utilizada frecuentemente para estacionarizar las variables en los «test de eficiencia».

$$s_{t+n} - s_t = \beta_0 + \beta_1[f_t^{t+n} - f_{t-1}^{t+n}] + u_{t+n}$$

3. CONTRASTACION EMPIRICA

3.1. ESTUDIO DE ESTACIONARIEDAD

El planteamiento del estudio empírico de la eficiencia, se propone en base a los conceptos y modelos propuestos en el apartado anterior. Sin embargo, y como paso previo al estudio y dado que la no estacionariedad de las variables invalida cualquier resultado estándar y requiere un tratamiento especial[17]; el primer problema que deberá evaluarse será el orden de integrabilidad de las series spot y forward.

Para ello se han utilizado datos mensuales del tipo de cambio spot (tipo de cambio medio al contado) y forward (a 1 y 3 meses) de la peseta frente al dólar para el periodo que abarca desde enero 1975 a enero de 1995. La muestra seleccionada contiene un proceso de tránsito desde una política simple de estabilidad del tipo de cambio nominal frente al resto de las monedas mundiales, propia del período 1974-1977, hasta la estabilización del tipo de cambio efectivo real respecto a los países más desarrollados, en intensa conexión con la política monetaria en el período 1977-1985, y la adecuación de nuestra política cambiaria a las exigencias de la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo, que tiene lugar en Junio de 1989, pero que condiciona la política cambiaria y monetaria desde Mayo de 1988.

La representación gráfica de la evolución logarítmica de las series spot y forward (gráfico 1) indica claros indicios de no estacionariedad, las sendas seguidas por la variables son poco erráticas con crecimientos ó decrecimientos continuados.

En segundo lugar, el estudio de la función de autocorrelación muestral (FACE) del logaritmo del spot (s_t) y del forward a 1 (f_t^1) y 3 meses (f_t^3), es característica de procesos no estacionarios, el correlograma muestral decrece muy lentamente. Asimismo, la representación gráfica de la función de autocorrelación muestral con el coeficiente de autocorrelación de 1er orden estimado muy próximo a la unidad (0,988), junto a la existencia de un único valor significativo en la función de autocorrelación parcial (FACPE), son indicios claros de la existencia de una raíz unitaria en la serie y por tanto de una falta de estacionariedad.

17 Phillips, P. C. B. (1986), pp. 311-340, desarrolla una Tª asintótica para los coeficientes de regresión y los test convencionales en un modelo lineal general con variables no estacionarias e integradas. Demuestra, que los coeficientes no convergen en probabilidad a constantes, los estadísticos t y F que permiten realizar los contrastes habituales no tienden a ninguna distribución de probabilidad, el estadístico Durbin-Watson converge en probabilidad a cero y el estadístico R^2 tiende hacia una distribución límite no degenerada cuando T tiende a infinito. Existe una excepción en el caso en que la perturbación del paseo aleatorio de una de las variables es una relación lineal exacta de las perturbaciones de los paseos aleatorios de las demás variables. Esto implica que si utilizamos los contrastes habituales sin tener en cuenta la estructura no estacionaria de las variables, llegaremos a resultados erróneos.

GRÁFICO 1a. *Evolución del tipo de cambio spot (en logaritmos).*

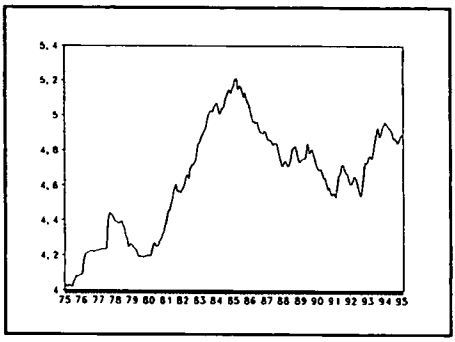


GRÁFICO 1b. *Evolución del tipo de cambio forward a 1 mes (en logaritmos).*

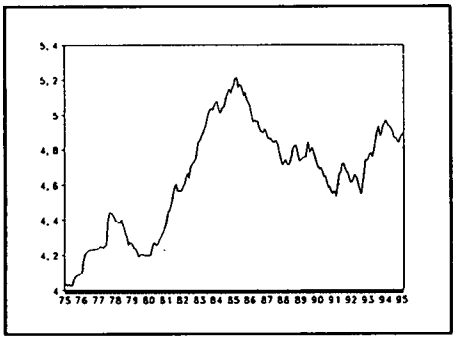
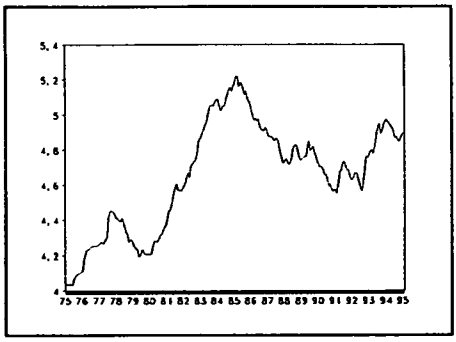


GRÁFICO 1c. *Evolución del tipo de cambio forward a 3 meses (en logaritmos).*



Por último, el contraste de raíces unitarias ratifica el carácter no estacionario de las series. Para fundar adecuadamente esta afirmación, utilizamos los contrastes de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller aumentado (DFA) dependiendo de la no existencia o existencia de autocorrelación. Dichos procedimientos permiten establecer para cada una de las variables su orden de integrabilidad. Así, la ecuación a estimar en su forma general sería:

$$(1\text{-}L)^d Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 (1\text{-}L)^{d-1} t + \alpha_2 (1\text{-}L)^{d-1} Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{p} \beta_k (1\text{-}L)^d Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

donde k, el número de retardos requeridos, se selecciona de modo que el término de error sea ruido blanco. Cuando $K=0$, $DFA=DF$.

La hipótesis nula a contrastar es que α_2 es cero, lo que implicaría que Y_t es $I(d)$, frente a la alternativa de que es negativa y por tanto $I(d\text{-}1)$. El contraste se lleva a cabo mediante el valor del ratio t asociado al coeficiente α_2 (con valores críticos no estándares deducidos por Dickey y Fuller).

El cuadrado 1 recoge los resultados al contrastar la hipótesis nula de que las variables son integrales, bien de orden 1 $(d = 1)$ o de orden 2 $(d= 2)$. En cada caso, la variable genérica Y_t representa, respectivamente, al tipo de cambio spot s_t y a los tipos de cambio forward f_t^{t+n}.

Para cada variable se presentan las estimaciones del modelo sin restricciones $(\alpha_0 \neq 0,\ \alpha_1 \neq 0)$ y dos modelos restringidos, uno sin tendencia $(\alpha_1=0)$ y otro que no incluye tendencia ni término constante ($\alpha_0=0$, $\alpha_1=0$). Los valores críticos de Dickey-Fuller varían según los casos. Los valores obtenidos para los estadísticos de Ljung Box (para 4 y 20 retardos) no rechazan, en ningún caso (cuadros 1 y 2), la hipótesis de incorrelación entre los residuos (sus posibilidades asociadas son siempre muy altas).

Para las tres variables, tipo de cambio spot, tipo de cambio forward a 1 mes y, tipo de cambio forward a 3 meses, el estadístico DFA permite rechazar siempre con claridad la hipótesis de 2 raíces unitarias $I(2)$ frente a la alternativa de $I(1)$. Como se puede ver, el estadístico siempre es superior al valor crítico, tanto para los modelos restringidos como no restringidos.

Sin embargo, para todas ellas, se confirma la existencia de una raíz unitaria, en todas las estimaciones el estadístico DFA es menor, en valor absoluto, al valor crítico, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula $I(1)$ lo que confirma el carácter no estacionario de las series.

Por otro lado, un estudio de los estadísticos F (también con valores críticos no estándares deducidos por Dickey y Fuller) que contrastan la hipótesis conjunta de $(\alpha_1,\alpha_2)=(0,0)$ y $(\alpha_0,\alpha_1,\alpha_2)=-(0,0,0)$ nos permitirán modelizar adecuadamente las series, eliminando, si fuera necesario, la tendencia. Para las tres variables, no se rechaza la hipótesis nula (el valor muestral de la F siempre es menor que el valor crítico), por tanto, el modelo más adecuado para representar a las series sería un paseo aleatorio sin deriva.

CUADRO 1. *Contrastes de integrabilidad.*

	d = 1	H_0:Y_t - I(1)	H_1:Y_t —>I(0)		
Variables	DFA (V. Crítico 5 %)	Q(4) (Valor P)	Q(20) (Valor P)	$F(a_1,a_2) = (0,0)$ (V. Crítico 5 %)	$F(a_0, a_1, a_2) = (0,0,0)$ (V. Crítico 5 %)
$Y_t = s_t$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	−1,53 (K=1)	4.61	20,5	1,70	1,75
	(−3,43)	(33 %)	(42,7 %)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-1,83 (K=1)	4,60	20,3		
	(-2,87)	(33 %)	(43,8%)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	1,24 (K=1)	4,63	20,4		
	(-1,94)	(32,7 %)	(43,5 %)		
$Y_t = f_t^{t+1}$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-1,54 (K=1)	5,72	20,6	1,68	1,76
	(-3,43)	(22,1 %)	(42,2 %)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-1,82 (K=1)	5,7	20,41		
	(-2,87)	(22,03 %)	(43,2 %)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	1,26 (K=1)	5,72	20,3		
	(-1,94)	(22,1 %)	(43,9 %)		
$Y_t = f_t^{t+3}$	-1,45 (K=1)	6,31	20,52	1,85	1,78
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	(-3,43)	(15,8%)	(42,6%)	(6,34)	(4,75)
	-1,93(K=1)	6,61	20,53		
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	(-2,87)	(15,8%)	(42,5%)		
	1,15(K=1)	6,67	20,5		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	(-1,94)	(15,4%)	(42,6%)		
	d=2	H_0:Y_t→I(2)	H_1:Y_t→I(1)		
$Y_t = s_t$	-10,66(K=0)	4,57	19,73	56,87	37,91
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	(-3,43)	(33,4%)	(47,5%)	(6,34)	(4,75)
	-10,61(K=0)	4,62	20,29		
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	(-2,87)	32,8%)	(43,9%)		
	-10,51(K=0)	4,8	20,48		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	(-1,94)	(31,1%)	(42,8%)		
$Y_t = f_t^{t+1}$	-10,48(K=0)	5,65	19,84	54,93	36,62
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	(-3,43)	(22,7%)	(46,8%)	(6,34)	(4,75)
	-10,43(K=0)	5,71	20,22		
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	(-2,87)	(22,2%)	(44,4%)		
	-10,32(K=0)	5,88	20,42		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	(-1,94)	(20,8%)	(43,2%)		
$Y_t = f_t^{t+3}$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-10,39(K=0)	6,47	19,84	54,0	36,0
	(-3,43)	(16,7%)	(46,8%)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-10,34(K=0)	6,66	20,44		
	(-2,87)	(15,5%)	(43,1%)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	-10,21(K=0)	6,81	20,62		
	(-1,94)	(14,6%)	(42,0%)		

Valor P.: Indica la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula.
V. Crítico: Valor Crítico obtenido en las Tablas de Dickey-Fuller para un nivel de significación del 5%, tanto para el tatio t como para el F.
Q: estadístico de Ljung Box que contrasta la hipótesis nula de incorrelación.

Sin embargo, como era de esperar, el estudio de las series en diferencias, tasa de depreciación $(s_{t+n}-s_t)$, prima de riesgo $(s_{t+n}-f_t^{t+n})$ y premio forward $(f_t^{t+n}-s_t)$ para $n = 1,3$ parece indicar la estacionariedad de dichas series. Por una parte, oscilan en torno al valor medio de forma continuada aún cuando la media no parece ser constante a lo largo de todo el período debido, quizás, a los cambios de tendencia que se producen en las series originales (gráfico 2).

GRÁFICO 2a. *Evolución de la tasa de depreciación.*

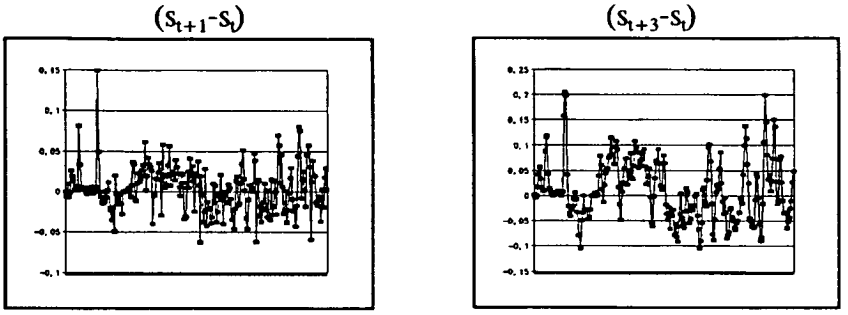


GRÁFICO 2b. *Evolución de la prima de riesgo a 1 y 3 meses.*

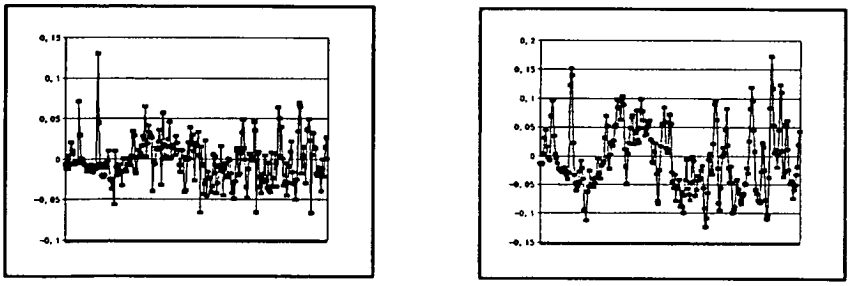
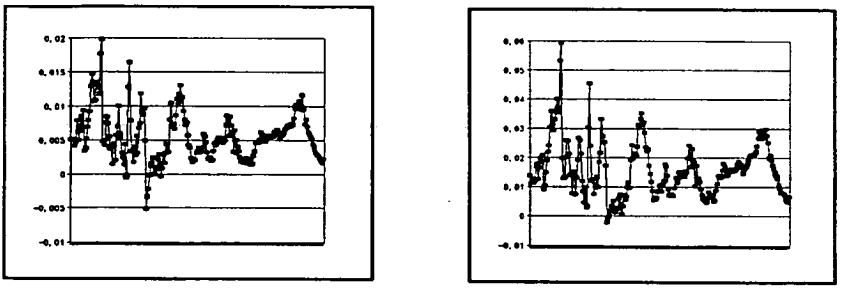


GRÁFICO 2c. *Evolución del premio forwara 1 y 3 meses.*



CUADRO 2. *Contrastes de integrabilidad.*

d = 1	H_0:Y_t —> I(1) H_1:Y_t —>I(0) n=1				
Variables	DFA (V. Crítico 5 %)	Q(4) (Valor P)	Q(12) (Valor P)	$F(\alpha_1,\alpha_2) = (0,0)$ (V. Crítico 5 %)	$F(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2) = (0,0,0)$ (V. Crítico 5 %)
$Y_t = s_{t+1}-s_t$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-10,66 (K=0)	4,57	19,73	56,87	37,91
	(-3,43)	(33,4 %)	(47,5 %)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-10,61 (K=0)	4,62	20,29		
	(-2,87)	(32,8 %)	(43,9%)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	-10,51 (K=0)	4,8	20,48		
	(-1,94)	(31,1 %)	(42,8 %)		
$Y_t = s_{t+1}-f_t^{t+1}$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-10,67 (K=0)	5,28	19,6	57,0	37,9
	(-3,43)	(25,9 %)	(48,4 %)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-10,64 (K=0)	5,33	20,03		
	(-2,87)	(25,5 %)	(45,6 %)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	-10,63 (K=0)	5,37	20,1		
	(-1,94)	(25,1 %)	(45,2 %)		
$Y_t = f_t^{t+1}-s_t$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-5,15 (K=0)	8,08	22,01	13,3	8,88
	(-3,43)	(8,9%)	(34%)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-5,11(K=0)	8,11	22,0		
	(-2,87)	(8,8%)	(34,2%)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	-2,16 (K=2)	5,11	23,5		
	(-1,94)	(27,6%)	(26,4%)		
		n=3			
$Y_t = s_{t+3}-s_t$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-5,01 (K=4)	3,21	26,96	12,58	8,38
	(-3,43)	(52,3%)	(13,6%)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-4,60 (K=4)	3,10	18,50		
	(-2,87)	(54,1%)	(10,1%)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	-4,46 (K=4)	3,30	18,80		
	(-1,94)	(51,5%)	(9,4%)		
$Y_t = s_{t+3}-f_t^{t+3}$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-5,05 (K=4)	2,37	21,7	12,8	8,51
	(-3,43)	(66,8%)	(35,9%)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-5,01 (K=4)	2,4	21,76		
	(-2,87)	(66,2%)	(35,3%)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	-4,98 (K=4)	2,45	21,8		
	(-1,94)	(65,4%)	(34,5%)		
$Y_t = f_t^{t+3}-s_t$					
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	-5,05 (K=1)	8,22	23,9	12,8	8,53
	(-3,43)	(8,37%)	(24,7%)	(6,34)	(4,75)
$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	-2,66 (K=2)	2,26	21,44		
	(-2,87)	(68,8%)	(37,2%)		
$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$	-1,96 (K=2)	3,89	25,2		
	(-1,94)	(42,2%)	(19,5%)		

Valor P.: Indica la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula
V. Crítico: Valor Crítico obtenido en las Tablas de Dickey-Fuller al 5% para el tatio t como para el F.
Q: estadístico de Ljung Box que contrasta la hipótesis nula de incorrelación.

Y por último, el contraste de raíces unitarias indica la presencia de estacionariedad, el estadístico DFA presenta valores muy superiores a los valores críticos correspondientes para todas las variables (también para un nivel de significación del 1%), por lo que se rechaza la hipótesis nula *I(1)* frenta a *I(0)* con la excepción del premio forward en el modelo restringido sin constante ni tendencia, que está en el límite para $n=1$ y más claramente para $n=3$, lo que confirma lo comentado en el correlograma. Sin embargo, el valor del estadístico *F* rechaza claramente la hipótesis nula para toda las variables, por lo que la especificación del modelo debería incluir dichas variables por ser claramente significativas (cuadro 2).

3.2. Contrastes de cointegración y modelos de correción de error

Los resultados derivados del estudio de estacionariedad de las diferentes series, nos conduce a plantearnos el contraste de la eficiencia desde dos alternativas diferentes, los modelos de correción de error (ecuación 3), siempre que las variables estén cointegradas, o bien, trabajar con variables estacionarias (ecuación 2).

Por tanto, una primera tarea, sería contrastar si el tipo spot futuro y el forward actual son variables cointegradas, puesto que si no lo fueran, la regresión de una variable frente a otra podría dar lugar a regresiones espurias dado que, ambas son *I(1)*, el coeficiente de determinación R^2 presenta valores muy altos, siempre superiores al 96% y, se detecta existencia de autocorrelación serial en los residuos, los coeficientes de Durbin-Watson son muy bajos, especialmente para $n=3$ y los valores del estadístico *Q* de Ljung-Box muy altos (cuadro 3).

Cuadro 3. *Contrastes de cointegración.*

$$S_{t+n} = \beta_0 + \beta_1 f_t^{t+n} + u_{t+n}$$

	β_0	β_1	R^2	DW	Q(20) (Valor P)	DFA (V. Crítico 5%)
n=1	0,0375	0,9915	0,992	1,295	49,6 (0,00)	-10,65 (K=0) (-3,95)
n=3	0,1489	0,9668	0,965	0,386	271,31 (0,00)	-4,334 (K=3) (-3,95)

Los valores críticos al 1,5% y 10% para 2 variables se encuentran en MacKinnon J.G.: «Critical values for Cointegration Test».

Q(20): estadístico de Ljung Box, detecta la autocorrelación en los residuos MCO de la regresión de cointegración.

Para contrastar si están cointegradas se realiza un test de raíces unitarias a los residuos MCO de la ecuación $s_{t+n} = \beta_0 + \beta_1 f_t^{t+n} + u_{t+n}$ (para $n=1$ y $n=3$) denominada relación de cointegración. Si dichos residuos, que son

una combinación lineal de las variables $I(1)$, son estacionarios $I(0)$, las variables están cointegradas. Así, la hipótesis nula es la de no-cointegración (residuos $I(1)$) frente a la alternativa de cointegración (residuos $I(0)$).

Los resultados de los contrastes de cointegración están recogidos en el cuadro 3. El estadístico DFA rechaza la hipótesis nula de no-cointegración ($\alpha=0$ en la regresión $(1-L)\hat{u}_t = \alpha\hat{u}_{t-1}+\sum_k \beta_k(1-L)\hat{u}_{t-k}+v_t$), tanto para $n=1$ con un $DF= -10{,}65$ muy superior al valor crítico (-3,95), como para $n=3$ con un $DFA= -4{,}33$. Por tanto, las series spot futuro y forward a 1 y 3 meses están cointegradas con un orden de cointegración $(1,1)$, lo que es consistente con la eficiencia del mercado.

Ahora bien, a pesar de que el estimador MCO del vector de cointegración β aunque sesgado, es «super-consistente» en el sentido en que converge al verdadero valor a mayor velocidad que los estimadores clásicos: sin embargo, la aplicación de técnicas de inferencia estándar no es adecuada ya que las distribuciones asintóticas de los estimadores no son normales[18] Phillips y Hansen[19] proponen utilizar en dichos modelos una serie de contrastes de Wald denominados «completamente modificados», mediante la utilización de correcciones semiparamétricas, debido a la presencia de autocorrelación y sesgo de endogeneidad de 2do orden. Estos estadísticos se distribuyen asintómaticamente como χ^2.

Por lo tanto, a la vista de los resultados obtenidos, el estudio de la eficiencia lo vamos a plantear desde dos alternativas, la estimación de la ecuación de correción de error introduciendo secuencialmente retardos y contrastando su significación una vez que hemos aceptado que ambas variables están cointegradas y la estimación de la ecuación [2] cuyas variables son estacionarias.

a) Modelos de correción de error

El método de estimación sugerido por Granger y Engle, es un procedimiento bietápico. En la primera etapa, se calculan los residuos de la ecuación de cointegración. En la segunda, se estima la ecuación de corrección de error sustituyendo (S_t-df_{t-1}) por los residuos de la ecuación de cointegración retardados 1 período (o 3 si el forward es a 3 meses).

Para n=1, ningún retardo es significativo $(p=q=0)$, mientras que para $n=3$ hay un retardo significativo $(p=q=1)$. El cuadro 4 muestra los resultados[20] de los modelos de corrección de error sujeto a estas restricciones.

Los contrastes de validación de dichas ecuaciones permite obtener regresiones aceptables. Ninguna de ellas rechaza las hipótesis de incorre-

18 Stock, J. H. (1987), pp. 1038-1051.

19 Phillips, P. C. y Hansen, B. E. (1990), pp. 99-125. Esta técnica ha sido aplicada por Ayuso J., Dolado, J. J. y Sosvilla-Rivero, S. (1991) con datos diarios.

20 Estos resultados son muy similares a los obtenidos por Hakkio, C. S. y Rush (1989) para Alemania y el Reino Unido para un periodo similar.

lación serial de los residuos (la probabilidad asociada al estadístico *Q* es muy alta, del 45% para *n=1* aunque no así para *n=3*), así como la homoscedasticidad con un valor de los estadísticos White y ARCH muy pequeños, por otro lado, el R^2 para *n=1* es bastante bajo aunque la regresión es claramente significativa para cualquier nivel de significación (χ^2=20,53).

CUADRO 4.

			$n=1$ $s_{t+1} - s_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 (f_t^{t+1} - f_{t-1}^{t+1}) + u_{t+1}$						
α_0	α_1	α_2	β_1	δ_1	R^2	ARCH (V.P)	WHITE (V.P)	Q(20) (V.P)	W (V.P)
-0,001	-0,954	1,30			0,16	0,02	2,57	20,1	10,92
(-0,5)	(-2,7)	(3,7)				(0,89)	(0,63)	(0,45)	(0,00)
			$n=3$ $s_{t+3} - s_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-3} + \alpha_2 (f_t^{t+3} - f_{t-3}^{t+3}) + \beta_1 (S_{t+2} - S_{t-1}) + \delta_1 (f_{t-1} - f_{t-4}) +$						
0,002	-0,093	-0,99	1,13	0,12	0,78	0,44	6,09	38,4	425,2
(0,14)	(-1,42)	(-8,85)	(27,2)	(1,03)		(0,51)	(0,64)	(0,03)	(0,00)

e: residuos mínimo cuadráticos de la regresión de cointegración.
Entre paréntesis figuran los t-ratio.
V.P. indica la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula.
W es el estadístico de Wald que se distribuye como una χ^2 con 3 grados de libertad y contrasta las distintas restricciones sobre los parámetros.
ARCH y WHITE son los estadísticos que contrastan la hipótesis nula de homoscedasticidad.
Q estadístico de Ljung Box que contrasta la hipótesis nula de incorrelación entre los residuos.

La hipótesis de eficiencia requeriría que no se rechazase la hipótesis conjunta $\alpha_0=0$, $\alpha_1= -1$, $\alpha_2= 1$ y todos los coeficientes retardados fuesen *O*. Sin embargo, tanto para *n=1* con un valor de *W= 10,92*, como para *n=3* con *W= 425,29*, se rechaza claramente dicha hipótesis para cualquier nivel de significación.

Ello implica que el mercado no es eficiente en el sentido de que no hay una prima de riesgo predecible pese a que los agentes en el mercado de cambios estén haciendo un uso eficiente de la información disponible. Conclusiones similares han sido obtenidas recientemente por Copeland[21] utilizando diferentes modelos.

Por otra parte, como apuntábamos anteriormente, para que el mercado sea eficiente, no sólo se requiere que las variables estén cointegradas, sino que además el error sea ruido blanco. Tanto para *n=1*, como para *n= 3*, la *Q* de Ljung Box en el cuadro -3-, detecta claramente presencia de autocorrelación (49,6 y 271,3 respectivamente), lo que implica que el error no es

21 Copeland, L. S. (1993), pp. 79-87, fracasa al intentar estudiar, con datos diarios, los modelos de comportamiento que surgen para los diferentes meses del año, para el período 1974-1990.

ruido blanco. Además, dado que la prima de riesgo es estacionaria, si la restricción en el modelo de correción de error fuese, cierta, no nos permitiría diferenciar entre si el mercado es eficiente y no existe prima de riesgo o, si en caso de existir, ésta es estacionaria.

b) *Modelos con variables estacionarias*

Ante estos resultados, planteamos el estudio de eficiencia correspondiente a la ecuación *[2]* que asocia la tasa de depreciación y el premio forward cuyas variables son estacionarias. El cuadro 5 presenta las estimaciones de dicha ecuación considerando el forward a 1 y 3 meses, respectivamente, para el período comprendido entre enero 1975 y enero 1995. Ambas rechazan la hipótesis nula que contrasta la eficiencia. Sin embargo, en relación con esta ecuación es preciso efectuar algunas precisiones previas.

Al ser premio forward $(f_t^{t+n} - s_t)$, por construcción, una variable estocástica, el método de estimación aplicable que permitirá realizar los contrastes estándar de eficiencia, dependerá de la dependencia o independencia de dicha variable con la perturbación aleatoria. Por tanto, un primer paso imprescindible sería contrastar si se cumple o no dicha independencia. Para ello, puede emplearse el test de exogeneidad de Hausman[22] utilizando como instrumentos, los propios valores retardados tanto de la variable dependiente, la tasa de depreciación, como de la variable explicativa, el premio o descuento forward, así como la diferencia entre los logaritmos de los tipos de interés de España y Estados Unidos.

CUADRO 5

$$s_{t+n}-s_t = \beta_0 + \beta_1(f_t^{t+n}-s_t) + u_{t+n}$$

	β_0 (D.T.)	β_1 (D.T.)	R^2	Q(20) (V.P.)	White (V.P.)
n=1	0,003	1,19	0,02	55,09	37,2
	(0,003)	(0,51)		(0,000)	(0,000)
n=3	-0,012	1,463	0,05	272,4	16,7
	(0,007)	(0,40)		(0,000)	(0,000)

D.T.: Desviaciones Típicas.
V.P.: indica la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula H_0.
Q: Estadístico de Lung Box que contrasta la H_0 de incorrelación entre las perturbaciones frente a la alternativa de autocorrelación.
White: Estadístico de White que contrasta la H_0 de homoscedasticidad frente a la alternativa de heteroscedasticidad.

22 El rechazo de la hipótesis de exogeneidad tiene consecuencias sobre la consistencia de los EMCO así como sobre su matriz de varianzas covarianzas y los contrastes de hipótesis. La hipótesis nula a contrastar es la independencia de las variables explicativas de la perturbación frente a la alternativa de que son dependientes. Bajo la hipótesis nula, los

La elección de dichos instrumentos se ha realizado mediante un estudio preliminar de correlaciones y selección de regresores en la primera etapa del test. El cuadro 6 detalla los resultados obtenidos en la segunda etapa de dicho test.

A la vista de los mismos se comprueba que la hipótesis de exogeneidad no resulta rechazada para niveles de significación del 5% o del 1%, puesto que el coeficiente de la variable $(f_t^{t+n} - s_t)$ no es significativo (el valor del estadístico $t=0,49$), así podemos deducir que el regresor se distribuye independientemente de las perturbaciones y podemos aplicar MCO siempre que la perturbación aleatoria se distribuya como una normal de media cero y esté incorrelacionada, lo que nos permitirá obtener estimadores consistentes. Sin embargo, no debemos olvidar que la elección de los instrumentos siempre conlleva una dosis de subjetivismo bastante elevada.

CUADRO 6

$$s_{t+1}-s_t + \beta_0 + \beta_1(f_t^{t+1}-s_t) + \beta_2(f_t^{t+1}-s_t) + u_{t+1}$$

	β_0	β_1	β_2
1975.01-1995.01	-0,00603 (0,0056)	1,251 (0,830)	0,516 (1,05)

Entre paréntesis figuran las desviaciones típicas.
$(f_t^{t+n}-s_t)$ es el premio estimado en la regresión de la primera etapa del test, es decir, del premio frente a los instrumentos seleccionados.
Instrumentos utilizados: c, $(f_{t-1}-s_{t-1})$, (s_t-s_{t-1}),$(r_{t-1}-r^*_{t-1})$

Aceptada la exogeneidad del premio, la estimación por MCO de la expresión:

$$[2]\ s_{t+n}-s_t = \beta_0 + \beta_1(f_t^{t+n}-s_t) + u_{t+n}$$

aporta elementos significativos de la existencia de algunos problemas. En primer lugar, la evidencia muestral con un coeficiente de determinación R^2 tan bajo, indica que el premio (o descuento) forward está incorrelacionado con la tasa de apreciación (o depreciación) registrada en $t+1$ y en $t+3$ por lo que no es un buen predictor de dicha tasa.

En premio (o descuento) existente en t sería un buen predictor de la tasa de variación registrada en $t+n$, si la tasa de apreciación se anticipase correctamente por el mercado. Sin embargo, la discrepancia entre el premio forward y el cambio experimentado en el tipo de cambio, puede ser debida a la «nueva información» o innovaciones que recibe el mercado

EMCO serán consistentes y eficientes, bajo la alternativa, los consistentes serán los EMCB. Ver: Hausman, J. A. (1978), pp. 1251-1271.

entre el período t en que se materializa el contrato forward y $t+n$, por tanto, en períodos en los que domina la incertidumbre, o bien con la afluencia de nueva información, es razonable pensar que la tasa de variación anticipada por el mercado (premio) prevea mal la depreciación.

En otros términos, la tasa de apreción (depreciación) no fue anticipada correctamente por el mercado, circunstancia que es inconsistente con la hipótesis de eficiencia en el mercado de cambios. Además, como lógica consecuencia, el error estándar de la regresión será muy grande, lo que invalida los test de hipótesis sobre los coeficientes, porque siempre tenderemos a no rechazar cualquier restricción que planteemos sobre dichos coeficientes.

En segundo lugar, para $n=1$ la Q de Ljung Box, con un valor de 55,09 rechaza la hipótesis nula de incorrelación entre las perturbaciones para cualquier nivel de significación, hipótesis que tendría que cumplirse para que el mercado fuera eficiente, pues en caso contrario, no se satisfaría la hipótesis de ortogonalidad de las perturbaciones respecto al conjunto de información[23]. Y por último, el estadístico de White (37,2) rechaza la hipótesis de homoscedasticidad. En consecuencia, dado que el término de error no se comporta como ruido blanco, cabe plantearse si se ha omitido información relevante, o bien, si es posible que no se pueda mantener la estructura del modelo a lo largo de toda la muestra.

Para $n=3$, como ya apuntábamos en el capítulo anterior, al ser la frecuencia de los datos (mensuales) inferior al horizonte de predicción (3 meses) la hipótesis de incorrelación no puede mantenese. Se produce un fenómeno sistemático de superposición de información. De hecho, el estadistico Q de Ljung Box detecta claramente la presencia de autocorrelación rechazando, la hipótesis nula de incorrelación para cualquier nivel de significación. Además, una vez realizada la identificación de los residuos para cada una de las ecuaciones, se detecta en cada una de ellas un esquema para los residuos de medias móviles de orden 3. Por tanto, no podemos mantener la hipótesis de ortogonalidad entre las variables explicativas y las pertubación aleatoria.

Por otro lado, cuando los regresores no son estrictamente exógenos, como en nuestro caso, la utilización de mínimos cuadrados generalizados mantiene a los estimadores inconsistentes. La estricta exogeneidad[24] requiere $E(\varepsilon_{t+n} \backslash X_t, X_{t-1} \ldots)=0$

Sin embargo, la ortogonalidad contemporánea así como la estacionariedad del proceso son suficientes para proporcionar estimadores consistentes

23 Los resultados obtenidos por mínimos cuadrados bietápicos (MCB) no modifican sustancialmente los obtenidos por MCO tanto para los estimadores como para los estadísticos y resultados de los contrastes, quizá debido a la elevada capacidad predictiva que tienen sobre el regresor los instrumentos utilizados (las propias variables del modelo retardadas y el diferencial de los tipos de interés de España y USA) ó también a que la correlación pueda estar detectando una mala especificación del modelo como puede ser la existencia de un cambio estructural a lo largo de la muestra.

24 Cumby, R., Huizinga, J. y Obstfeld, M. (1983), pp. 333-335.

de los coeficientes aunque serían ineficientes comparados con los estimadores si se cumpliese totalmente la ortogonalidad. Ahora bien, el estimador de la matriz de varianzas-covarianzas estándar de los estimadores MCO es inconsistente, por lo que utilizamos el procedimiento de Hansen y Hodrick ya comentado que nos permite hallar un estimador consistente de la matriz de varianzas-covarianzas asintótica para calcular las desviaciones típicas de los estimadores y el estadístico de Wald.

El estadístico de White detecta problemas de heteroscedasticidad. Sin embargo, el estimador consistente de la matriz de varianzas-covarianzas asintótica calculada es robusto de heteroscedasticidad. En general, los resultados son muy similares a los obtenidos para $n=1$.

Por tanto, o bien el mercado forward a 1 y 3 meses no es eficiente (suponiendo que existe neutralidad al riesgo) o bien existe una prima de riesgo. De hecho, la existencia de autocorrelación podría indicar la existencia de una prima de riesgo aún en el caso en que el mercado fuera eficiente.

3. ANALISIS DEL CAMBIO ESTRUCTURAL

El estudio de la estabilidad estructural del modelo descansa, por una parte, en la correcta evaluación desde el punto de vista analítico de las tendencias y fracturas temporales de la estrategia de las políticas monetarias y cambiarias de la economía española en relación con la economía europea y norteamericana; y, por otra, en el análisis econométrico de la estabilidad estructural, a partir de la utilización de técnicas diferentes de contraste, capaces de fijar con rigor estadístico los momentos o puntos de ruptura de las series.

Durante el período 1975-80, la actuación de las autoridades monetarias estuvo encaminada a equilibrar la variación de la cotización al contado de la peseta a través de la intervención en el mercado de divisas. Las intervenciones continuadas del Banco de España fueron muy intensas a lo largo de los dos primeros años que se resistía a dejar depreciar la peseta por temor a contribuir con ello al aumento de la inflación interna[25]. Pese a todo, la gravedad de la situación obligó a nuevas y sucesivas actuaciones del Banco de España en apoyo de la moneda nacional, al tiempo que se producían suaves depreciaciones adicionales de la peseta. La gravedad de los desequilibrios internos y externos, y la disponibilidad de un gobierno estable, propiciaron en Julio de 1977 una nueva y más intensa devaluación que, esta vez si, fue acompañada de una política monetaria decididamente

25 El profesor Argandoña remarca en «Política de Tipo de Cambio y Política Monetaria en España: 1974-1985», pp. 6 y ss. que seguramente se producía también una «variante» del pesimismo de las elasticidades al dudar de la capacidad de la depreciación para recuperar el equilibrio de la balanza corriente ante una situación tan complicada de comercio mundial.

contractiva. Todo ello supuso el cese de la especulación contra la peseta, el retorno del capital extranjero y un fuerte crecimiento de las reservas que condujeron a una progresiva y sensible apreciación de la moneda nacional.

Durante el año 1978, y hasta bien entrado el mes de Mayo de 1979, continuaron los buenos resultados exteriores de la economía española. En tales circunstancias se mantuvieron los incrementos de las reservas, la posición apreciadora y las intervenciones puntuales del Banco de España, que además se vió obligado a establecer medidas para frenar la entrada de capitales[26]. La segunda crisis del petróleo en 1979 situó a la economía española en un contorno muy similar al descrito entre 1975 y 1977. Inflación aún muy elevada y acentuación del déficit corriente, en unión al descenso del comercio mundial suponen la reaparición de los brotes especulativos frente a la peseta, que el Banco de España trata de evitar con una importante pérdida de reservas.

En el entorno temporal comprendido entre 1980 y 1985 se pueden diferenciar dos etapas, una primera hasta finales de 1982 caracterizada por procesos de intervención cambiaria dirigidos no sólo a moderar los ataques especulativos sino, incluso, a conseguir invertir las tendencias observadas en el mercado y, una segunda etapa donde los procesos de intervención fueron limitados, con excepción de la intervención compradora del Banco de España del primer cuatrimestre de 1984 al producirse al mismo tiempo la recuperación de las exportaciones y la presencia de importantes entradas de capitales. La política monetaria y cambiaria practicada por el Banco de España prosiguió dentro de la tónica de moderación emprendida desde 1982. Todo ello redundó en una redución de la tasa de inflación y una más favorable posición financiera frente al exterior.

El período 1985-1988 está estrechamente entrelazado con el proceso de integración en la Comunidad Económica Europea y con el cambio de las condiciones que guiaron la política monetaria de los Estados Unidos. La estrategia monetaria, pese a no ser lo suficientemente contractiva y, sobre todo, estable, para reducir significativamente las tasas de inflación diferencial, provoca una suave y mantenida tendencia a la apreciación de la moneda nacional frente al dólar. Es, por tanto, este período, un período de estabilidad cambiaria pese a la magnitud de los procesos de intervención del Banco de España en el mercado de cambios, arrastrada seguramente por la entrada de capital a largo plazo derivada del proceso de integración económica y monetaria.

El panorama cambia sustancialmente cuando en Junio de 1989 España incorpora la peseta al SME. En realidad, la modificación del entorno financiero y cambiario tiene lugar en el mes de Abril del año precedente, momento a partir del cual el Banco de España asume las exigencias implí-

26 Depósitos obligatorios no remunerados por el 25 % de las cantidades dispuestas sobre créditos o préstamos en el exterior que derivasen en entradas netas de fondos (disposición del Banco de España, abril 1979).

citas en el compromiso cambiario europeo, renunciando a utilizar el tipo de cambio como instrumento de política económica. Con ello, entre 1989 y 1995 «el peso del ajuste interno y externo va a seguir recayendo sobre la política monetaria, instrumentada mediante la combinación de topes al crecimiento del crédito bancario y elevados tipos de interés»[27].

La política monetaria hasta 1993 parece subordinarse al mantenimiento del tipo de cambio en un contexto de elevados tipos de interés capaces de atraer el capital necesario para financiar los crecientes déficits de la balanza corriente. Los datos disponibles apuntan a que la entrada en el SME fue precipitada y a que el papel de la política monetaria quedará vinculada al sostenimiento de un sistema de paridades que no eran de equilibrio y no respondían a la realidad de los fundamentos económicos de nuestra balanza de pagos.

El desplome de la demanda agregada en 1991 y, sobre todo, las crisis financieras del Sistema Monetario Europeo de 1992 y 1993 provocan un severo proceso especulativo contra la peseta. El proceso se basa en la sospecha generalizada de la sobreapreciación de la moneda nacional y sedimenta en el incremento de la prima de riesgo en los mercados forward, que coincide, con un descenso del consumo y una depreciación del tipo de cambio nominal. El aumento de las primas de riesgo y la reducción del diferencial de los tipos de interés desatan la especulación y, como una consecuencia inevitable, la intervención decidida del Banco de España en el mercado de cambios, así como la reducción puntual adicional de los tipos de interés como resultado del aumento de la base monetaria.

Ambos procesos determinan la necesidad de una política monetaria más restrictiva, que agrava la crisis económica hasta provocar finalmente tres devaluaciones, que se añaden a los deslizamientos intramarginales del tipo de cambio, alcanzándose entre 1991 y 1993 una reducción del valor de la moneda nacional frente al dólar del 30%.

En resumen, tras la estabilidad del período 1985-1988, a partir del verano de este último año se produce una política monetaria vacilante, muy variable, intervencionista y perturbadora, al servicio de objetivos internos y externos incompatibles, que preocupada más por el corto plazo, acaba por generar expectativas cambiarias muy inadecuadas en los mercados de cambios y contribuye decisivamente a la extensión e intensificación de la crisis económica desde septiembre de 1991.

El resultado final del proceso es una modificación de los márgenes de oscilación de la peseta como el resto de las monedas europeas, en un intento de evitar los procesos especulativos asociados a las políticas de sostenimiento artificial de los tipos de cambio.

Si hacemos referencia al análisis econométrico, las estimaciones realizadas no se corresponden estrictamente con un modelo estructural explíci-

27 Vid: Argandoña, A. (1990), *El Conflicto entre la Política Monetaria y la Peseta.* FEDEA Madrid, pp. 23-63.

to, sino con una condición de cuasi-equilibrio en el modelo de equilibrio conjunto spot-forward desarrollado en el capítulo inicial[28]. Por ello, dado que el período muestral abarca 240 observaciones mensuales, que se corresponden con circunstancias económicas y entornos institucionales muy diversos capaces de incidir sobre el proceso de formación de expectativas que se encuentra en la base de los contrastes realizados, conviene analizar la estabilidad estructural de los parámetros en las estimaciones y la significación temporal de los contrastes realizados.

Para poder realizar el análisis del cambio estructural emplearemos el test de Chow que contrastará si existe o no dicho cambio, utilizando previamente regresiones recursivas para determinar los puntos de ruptura de la serie.

La ecuación elegida para realizar estos test, pese a evidenciar problemas de estimación de alguna entidad, es la expresión [2] con plazo $n=1$. Dicha elección se justifica por dos razones básicas: primeramente, por el significado de las variables en estudio, la variable dependiente

$$s_{t+n}-s_t = log\left(\frac{S_{t+n}}{S_t}\right)$$

es el porcentaje de depreciación de la moneda y la variable explicativa

$$f_t^{t+n}-s_t = log\left(\frac{F_t^{t+n}}{S_t}\right)$$

el descuento forward n períodos y, en segundo término, no obstante dada la similitud de los resultados derivados de las ecuaciones para los diferentes plazos de vencimiento del forward, pudiera hacer indiferente la utilización de una u otra, por lo que optamos por el período de vencimientos menos conflictivo en términos de solapamiento de plazos y períodos.

Así, un estudio sobre la evolución de los coeficientes estimados utilizando un procedimiento recursivo de estimación (gráfico 3), nos permite detectar los puntos de ruptura, Junio de 1980, Agosto de 1985 y Mayo de 1988 y utilizar un test de Chow para contrastar la estabilidad del modelo. Asimismo se podría tomar Junio de 1977 y enero de 1993 pero las submuestras serían demasiado pequeñas. El cuadro 7 presenta el resultado de dicho test, que permite rechazar claramente, para cualquier nivel de significación, la hipótesis nula de inexistencia de cambio estructural.

28 Dicho cuasi-equilibrio igualaría los excesos de oferta de arbitraje a interés forward con los excesos de demanda comercial y especulativa spot y forward, garantizándose el vaciado del mercado en presencia de prima de riesgo.

GRÁFICO 3a. *Evolución del coeficiente β_0 estimado por mínimos cuadrados recursivos (1976-1995)*

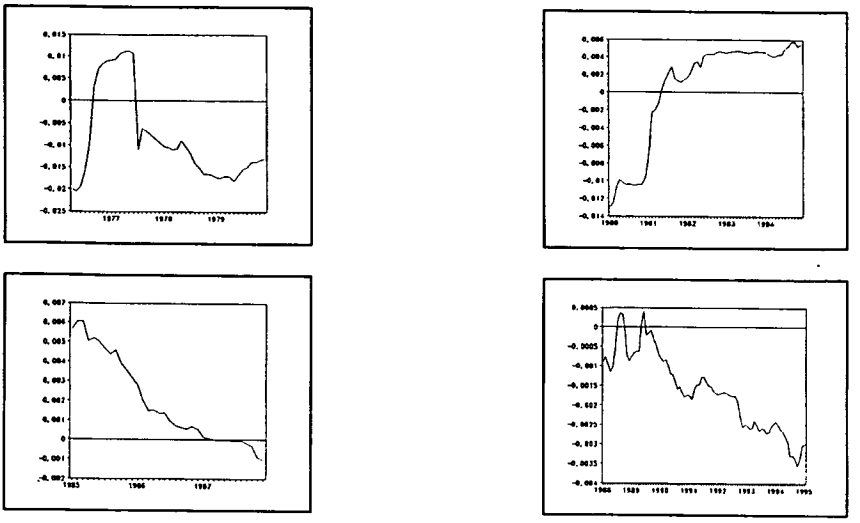
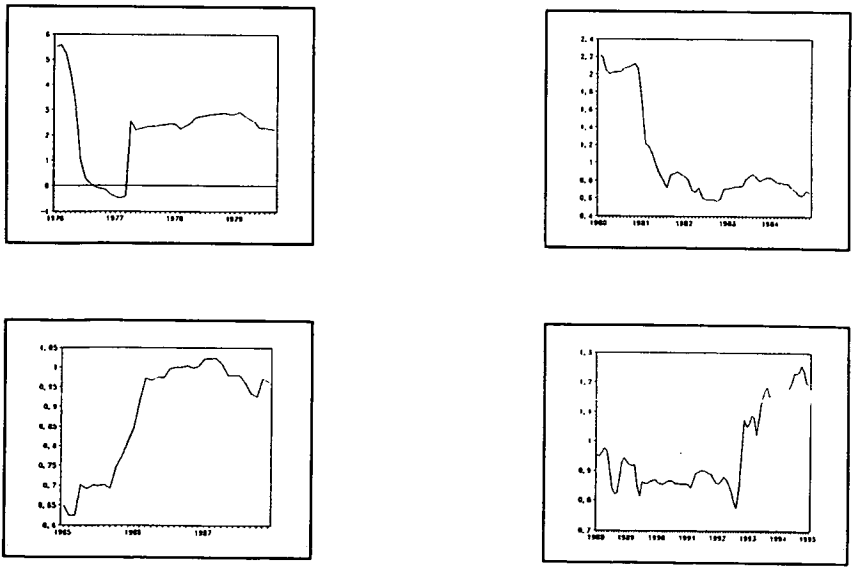


GRÁFICO 3b. *Evolución del coeficiente β_1 estimado por mínimos cuadrados recursivos (1976-1995)*



Ahora bien, el estudio realizado anteriormente de la ecuación [2] conducía al rechazo de la hipótesis nula de incorrelación y homoscedasticidad entre las perturbaciones, lo que lleva a plantear el carácter robusto ó no del

test de Clow ante estos problemas. En términos generales, bajo la condición de autocorrelación, la utilización del test sería inapropiada[29]. Sin embargo, el simple hecho de una mala especificación como consecuencia de la existencia de cambio estructural (como se confirma en el cuadro 7) puede introducir un problema de autocorrelación. De igual forma, en el caso de la existencia de heteroscedasticidad, el nivel de significación y el poder del test se verán afectados. Pero, si al menos una de las submuestras es muy grande, el comportamiento del test sería bueno a pesar de la no constancia de las varianzas[30].

CUADRO 7. *Contrastes de Chow.*

PUNTOS DE RUPTURA MUESTRAL: 80.06 85.05 88.05	
F-Estadístico (Valor P.)	Razón Verosimilitud (Valor P.)
4,573 (0,0002)	26,83 (0,0002)

Valor P: indica la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula.

El cuadro 8 presenta las estimaciones de las diferentes submuestras con objeto de estudiar el curso de los contrastes de eficiencia a lo largo de los distintos períodos. Como puede verse, no parece que existan problemas de autocorrelación para ninguna de ellas. En ninguna se rechaza la hipótesis nula de incorrelación (la probabilidad asociada es muy alta en todos los casos) ni de heteroscedasticidad, salvo para la primera (1975.02-1980.05) en que se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad.

Ahora bien, ninguna de las regresiones, con excepción de la primera, son significativas. Solamente para el período 75.02-80.05 se rechaza la hipótesis nula $\beta_1=0$, lo que parece indicar una relativa mejora en la eficiencia del mercado. Un examen más detallado de este período permite surgerir, no tanto que el mercado sea más eficiente en el sentido de que recoja toda la información relevante y que el premio forward prediga correctamente la tasa de depreciación, como que la mejora en la eficiencia se deriva de las condiciones de comportamiento de las autoridades monetarias en relación al tipo de cambio. Una actitud de intervención sistemática con objeto de mantener el tipo de cambio nominal estable por largos períodos, por parte de las autoridades monetarias, implicaría una reduc-

29 Ver: Consigliere, I. (1980), pp. 125-137.

30 Toyoda Toshihisa (1974), pp. 601-608. Este artículo es replicado por Schmidt, P. y Sickles. R. (1977), pp. 1293-1298; en él concluyen que sólo cuando los tamaños de las submuestras así como las varianzas son del mismo orden de magnitud, el procedimiento de aproximación de Toyoda es razonable

ción sistemática de la prima de riesgo y eventualmente una desaparición de la misma. Cualquier cambio en el conjunto informativo quedaría compensado por la actitud de sostenimiento sistemático del tipo de cambio nominal y solo tendría una repercusión palpable en la evolución de las reservas externas.

CUADRO 8

$$s_{t+1}-s_t = \beta_0 + \beta_1(f_t^{t+1}-s_t) + \varepsilon_t$$

	β_0 (D.T.)	β_1 (D.T.)	R^2	Q(20) (V.P)	White (V.P)	W(β_0=0,β_1=1) (V.P)
75.02-80.05	-0,011 (0,008)	2,027* (0,438)	0,11	20,8 (0,409)	21,30 (0,000)	3,62 (0,164)
80.06-85.07	0,0144 (0,005)	-0,096 (0,769)	0,0003	13,07 (0,874)	0,931 (0,628)	11,12 (0,004)
85.08-88.04	-0,0222 (0,010)	2,015 (1,93)	0,03	12,52 (0,973)	2,50 (0,286)	26,41 (0,000)
88.05-95.01	-0,009 (0,008)	2,174 (1,343)	0,03	23,17 (0,281)	3,09 (0,213)	1,61 (0,445)

D.T.: Desviaciones Típicas.
V.P.: indica la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula H_0.
Q: Estadístico de Box & Pierce que contrasta la H_0 de incorrelación entre las perturbaciones frente a la alternativa de autocorrelación.
White: Estadístico de White que contrasta la H_0 de homoscedasticidad frente a la alternativa de heteroscedasticidad.
W: Estadístico de Wald que contrasta las distintas restriciones sobre los parámetros en los diferentes modelos.

Una revisión de los datos del tipo de cambio «spot» permite establecer que a lo largo del período 1975-1980 se produce una estabilidad provocada del tipo de cambio nominal próxima a lo que podríamos identificar con un régimen de cambios fijos. Se perfilan, sin embargo, dos situaciones totalmente diferentes con un denominador común: el deseo de las autoridades de mantener a ultranza la estabilidad cambiaria.

Entre 1975 y el mes de Julio de 1977 la actuación de las autoridades monetarias españolas estuvo encaminada a lograr, en un período de tendencias claramente depreciadoras de la moneda nacional, una estabilización relativa de la peseta frente a las principales monedas mundiales. Durante dicho período se mantuvo la paridad de la moneda nacional a costa de una sensible y paulatina reducción de nuestras reservas exteriores que sólo se vió transitoriamente interrumpido por la primera y más limitada de las devaluaciones que se producen a lo largo del mismo. Sin embargo, el sostenimiento de la estabilidad de la peseta en los mercados de cambio se torna imposible y, a partir de los primeros meses de 1977, tras fuer-

tes asaltos especulativos y un intenso proceso de intervención del Banco de España, los desequilibrios en cuenta corriente y el agravamiento del paro acaban por forzar una devaluación del 20% frente al dólar norteamericano.

La magnitud de la devaluación y, sobre todo, el mantenimiento posterior de una política monetaria rigurosamente restrictiva invirtió el proceso descrito anteriormente. Los especuladores juzgaron al tipo de cambio sobredepreciado y la peseta tendió paulatina pero sistemáticamente a la apreciación. El retorno de los capitales, la mejora de las cuentas turísticas, en coincidencia con una relativa caida del dólar, obligó desde finales de 1978 y hasta mediados de 1980, a un proceso de intervención continuada con el fin de evitar la apreciación de nuestra moneda y limitar con ello sus secuelas inflacionarias, en un período donde la lucha contra la inflación se situó en el primer lugar de las prioridades de la política gubernamental.

Todo proceso desde 1977 hasta 1980 se caracterizó por un sensible y brusco incremento de nuestras reservas que no pudo ser compensado totalmente por una política de esterilización monetaria tibia y dubitativa. Este evento revela que, como en otras ocasiones, la política monetaria del país estaba severamente sometida a los condicionantes externos.

La estrategia de mantener la estabilidad cambiaria a costa de elevados costes internos se saldó con un fracaso evidente. Sin embargo, durante una buena parte del período 1975-1980 la intervención sistemática se impuso a las variaciones en la información y el mercado mantuvo una suerte de extraña y paradógica «eficiencia». Los precios no recogían otra información que las exigencias políticas de estabilidad cambiaria, el resto de los acontecimientos no contaba. Seguramente las «novedades» no fueron suficientemente intensas para modificar el criterio generalizado de los especuladores respecto a las condiciones de comportamiento temporal del mercado y los tipos forward acabaron por anticipar razonablemente unos tipos spot futuros que apenas se modificaban.

En resumen, la ineficiencia del merdado forward se revela a partir de 1980 sea cual sea el período considerado. La incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo no parece que haya supuesto una modificación sustancial en la capacidad de las expectativas de los agentes que no consiguen anticipar de forma razonable los tipos spot futuros.

BIBLIOGRAFIA

Argandoña, A. (1990): *El Conflicto entre la Política Monetaria y la Peseta FEDEA*, Madrid.

Ayuso, J. Dolado, J. J. y Sosvilla-Rivero, S. (1991): «Eficiencia en el Mercado a plazo de la peseta». *Banco de España,* D.T. Nº 9120.

Baillie, R. T. et all (1983): «Testing Rational Expectations and Efficiency in the Foreign Market» *Econometrica*, 51.

Banerjee, A. Dolado, J. y otros (1994): Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of non-stationary data. Avanced Texts in Exonometrics en Granger C. W. y Mizon G. E.

Bilson, J. (1981): «The Speculative Efficiency Hypothesis». *Jour. of Business*, 54.

Boothe, P. y Longworth, D. (1986) «Foreign Excange Market Efficiency Test: Implications of Recent Empirical Findings». *Jour. of Int. Money and Finance*, 5.

Consigliere, I. (1980): «The Chow test with serially correlated errors», *Revista Internacional de Sociología*, 33.

Copeland, L. S. (1993): «Efficiency of the Forward Market», *Applied Financial Economic*. 1.

Cumby, R., Huizinga, J. y Obstfeld, M. (1983): «Two-Step Two-Stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations». *Jour. of Econometrics*, 21.

Cumby, R. E. y M. Obstfeld, M. (1984): «International Interest Rates and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence» en J. BILSON y R. C. MARSTON (eds.): Exchange Rate Theory and Practice. Chicago U.P. Chicago.

Dickey, D. A. y Fuller, W. (1981): «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time series with a unit root», *Econometrica*, 49.

Dolado, J. J. y Jenkinson, T. (1987): «Cointegration: A Survey of Recent Developments», *Banco de España*. D.T. nº 8707.

Engle, R. y Granger, C. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 55, (2).

Engle, R. y Granger, C. (Ed.) (1991): Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration. Oxford University Press, 1991.

Fama, E. (1970) «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work» en INTRILIGATOR M. (Ed.): Frontiers in Quantitative Analisys. North Holland. Amsterdam.

Fama, E. (1984): «Forward and Spot Exchange Rates» *Jour. of Monet. Econ.*, XIV.

Frenkel, J. (1981): «Flexible Exchange Rate, Prices and the Role of «News»: Lesons from the 1970's». *Jour. of Polit. Econ.* 84.4.

Gámez, C. (1985): «Expectativas Racionales y Eficiencia en el Mercado de Divisas a Plazo de la Peseta». *Cuadernos de Economía.*, 38.

Granger, C. y Newbold, P. (1974): «Spurious Regressions in Econometrics» *Jour. of Econometrics*, 2.

Granger, C. y Weis (1983): «Time Series Analysis of Error-Correctione Models» en Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics, New York, Ac. Press.

Hakkio, C. G. (1981): «Expectation and the Forward Exchange Rate» *Intern. Econ.* Review., 22, (3).

Hakkio, C. G. y Rush, M. (1989) «Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markerts». *Jour. of Int. Money and Finance*, 8.

Hansen, P. L y Hodrick, R. (1980) «Forward Exchange Rates as predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis». *Jour. of Polit. Econ.*, 88.

Hausman, J. A. (1978) «Specification Test in Econometrics». *Econometrica*, 46.

Hodrick, R. y Srivastava, S. (1984) «An Investigacion of Risk and Return in Forward Foreing Exhange». *Jour. or. Int. Money and Finance*, 3, (1).

Huang, R. D. (1984): «Some Alternative Tests of Forward Exchange Rates as Predictors of Future Spot Rates» *Jour. of Int. Money and Finance*, 3 (2).

Informe Económico Banco España. 1986

Longwoth, D. Boothe, P. and Clinton, K. (1983): «A Study of the Efficiency of Foreing Exchange Markets». *Bank of Canada*. Octubre. Ottawa.

Lorenzo Lago, C.: «Análisis del Error de Predicacción en el Mercado de Cambios: Relación Peseta Dólar». Universidad de Valladolid.

Messe R. y K. Rogoff (1983): «Empirical Exchange Rate Models of the Seveties: Do they Fit Out of Sample», *Jour. of Inter.* Econ., 14.

Mussa, M. (1979): «Our Recent Experience with Fixed and Flexible Exchange Rates», *Jour. of Monet.* Econ. Carnegie Rochest. suplem. 3.

Phillips, P. C. B. (1986) «Undersrtanding Spurious Regressions in Econometrics» *Jour. of Econometrics*, 33.

Phillips, P.C. B. y Hansen, B. E. (1990): «Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes», *Review of Economic Studies*, 57.

Ridruejo, Z. (1985): «Analisis de la Eficiencia en el Mercado de Cambios Forward: El caso Español (1977-81) « *Inestigaciones Economicas.*, 26.

Siegel, J. (1972): «Risk Interest Rates and the Forward Exchange» *Quart. Journ. Of Econ.*, 86.

Somanath, V. S. (1986): «Efficient Exchange Rate Forecast: Lagged Models Better than the Randon Wolk», *Jour. of Int. Money and Finance*, 5.

Stock, J.H. (1987): «Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors» *Econometrica*, 55.

Stockman, A. (1978): «Risk Information and Forward Exchange Rates» en J.A. FRENKEL y H.G. JOHNSON (Eds.): The Economic of Echange Rates: Selected Studies. Addison Wesley. Mass.

Toyoda, T. (1974): «Use of the Chow Test under Heteroskedasticity» *Econometrica*, 42.