

LA EFICIENCIA DEL TIPO DE CAMBIO PESETA-DOLAR EN UN CONTEXTO MULTIMERCADO

Joaquín PI ANGUITA*

Universidad Complutense

Este artículo examina la hipótesis de que el tipo de cambio peseta-dólar a plazo de tres meses se determina en un mercado eficiente. Se comprueba la hipótesis de eficiencia «débil» y «semi-fuerte» en un contexto multimercado para seis tipos de cambio. Se utiliza el método de estimación de Zellner para ecuaciones aparentemente no relacionadas para comprobar la hipótesis de que la tasa esperada de rendimiento de la especulación en el mercado a plazo es nula.

1. Introducción

En este ensayo se estudia la eficiencia del mercado de divisas peseta-dólar, y en concreto, la eficiencia del mercado en el que se forma el tipo de cambio peseta-dólar a plazo de tres meses. La metodología utilizada se basa en el análisis del comportamiento del rendimiento de la especulación, y de la ganancia realizada en los mercados a plazo y contado. La hipótesis de eficiencia se contrasta tanto en su forma débil como semifuerte, y en un contexto en el que se tiene en cuenta la posible interdependencia entre seis mercados de divisas, para lo que se utiliza la técnica de estimación de Zellner aplicable a modelos de ecuaciones aparentemente no relacionadas (ZSUR), cuando se cumplen los requisitos necesarios. En la sección 2 se expone brevemente el contenido de la hipótesis de eficiencia. En la sección 3 se presentan los resultados sobre la eficiencia débil y semifuerte de la peseta. En la sección 4 se presenta evidencia que avala la hipótesis de que la existencia de aversión al riesgo explica la aparente ineficiencia del mercado estudiado.

2. La hipótesis de eficiencia

La hipótesis de eficiencia de los mercados de divisas ha sido durante los últimos años sometida a una frecuente contrastación empírica. La amplia contrastación

* El autor está en deuda con un evaluador anónimo por los útiles comentarios realizados a este trabajo.

de esta hipótesis ha sido en gran medida el resultado lógico del desarrollo de la teoría moderna del tipo de cambio que considera a éste como el precio de un activo. Como es sabido, una forma de estudiar las características de los precios de los activos es abordarlos bajo el supuesto de que vienen determinados en mercados eficientes, por lo que parece lógico preguntarse si los mercados de divisas en los que se determinan precios de activos se comportan de forma compatible con la hipótesis de eficiencia.

Fama (1970) definió un mercado eficiente como aquél en el que los precios reflejan toda la información relevante disponible. Por ello, para dar consistencia empírica a la hipótesis de eficiencia, debe definirse cuál es el precio o el rendimiento esperado de equilibrio en el mercado en cuestión. La contrastación de la hipótesis de mercados eficientes es, por tanto, la contrastación de una hipótesis conjunta que implica que los agentes son racionales al formar sus expectativas y que conocen los precios o los rendimientos esperados de equilibrio.

En términos generales, usando el rendimiento esperado de equilibrio, la hipótesis de eficiencia para un activo i puede expresarse en la forma siguiente:

$$\mathcal{Z}_{i,t} = \bar{x}_{i,t} - E(x_{i,t}/I_{t-1}) \quad [1]$$

$$E(\mathcal{Z}_{i,t}/I_{t-1}) = 0 \quad [2]$$

$$E(\mathcal{Z}_{i,t-h}\mathcal{Z}_{i,t-j}) = 0 \quad h \neq j \quad [3]$$

en donde, el subíndice t hace referencia al tiempo, \mathcal{Z} representa el exceso de rendimiento, \bar{x} es el rendimiento porcentual de equilibrio; I es la información disponible a finales del período en cuestión, y E es la expectativa sobre la variable en cuestión. La ecuación [1] establece la definición del exceso de rendimiento que puede obtenerse en el mercado como diferencia entre el precio de equilibrio y el precio esperado. La ecuación [2] establece que el exceso de rendimiento en un período deberá ser ortogonal con la información disponible al comienzo de dicho período. La ecuación [3] establece que el exceso de rendimiento no deberá estar correlacionado serialmente.

La eficiencia de un mercado puede definirse en función del conjunto de información disponible para los agentes económicos. Así, en la terminología propuesta por Fama (1970), un mercado es eficiente en forma débil cuando el conjunto de información disponible para los agentes económicos contiene sólo información pasada referente al mercado en cuestión. La eficiencia es semifuerte cuando el conjunto de información disponible se amplía a otras variables económicas que se generan fuera de ese mercado.

Este planteamiento general sobre la eficiencia de los mercados tiene clara aplicación a los mercados de divisas. Así, si denominamos s_t al logaritmo del tipo de cambio al contado, y $f_{t,k}$ al logaritmo del tipo de cambio a plazo k

determinado en el período t , la hipótesis de eficiencia del mercado puede expresarse como:

$$e_t = s_t - E(s_t/I_{t-1}) \quad [4]$$

$$E(s_t/I_{t-k}) = f_{t-k, k} \quad [5]$$

$$E(e_t/I_{t-k}) = 0 \quad [6]$$

$$E(e_{t-i}e_{t-j}) = 0 \quad i \neq j \quad [7]$$

La ecuación [4] define el exceso de rendimiento en el mercado al contado. La ecuación [5] establece la igualdad entre tipo de cambio al contado esperado y tipo de cambio a plazo, condición que requiere especuladores neutrales al riesgo e inexistencia de costes de transacción u otras trabas al arbitraje. Las ecuaciones [6] y [7] establecen que con agentes racionales el exceso de rendimiento es ortogonal con la información disponible y no está serialmente correlacionado.

3. Resultados empíricos

A partir del conjunto de ecuaciones [4] a [7] se pueden obtener diversas ecuaciones alternativas que permiten la contrastación empírica de la hipótesis de eficiencia. Sin embargo, el análisis de la eficiencia de los mercados de divisas a través de la estimación de ecuaciones en las que intervienen directamente como variables el tipo de cambio al contado y el tipo de cambio a plazo, o sus logaritmos, presenta el inconveniente de que la evidencia indica que los procesos de los tipos de cambio no son estacionarios. Por este motivo, la contrastación de la hipótesis de eficiencia se realiza en el presente estudio utilizando las dos siguientes variables que cumplen los requisitos de estacionariedad:

$$e = \log F_{t,k} - \log S_{t+k} = f_{t,k} - s_{t+k} \quad [8]$$

$$q_t = (S_{t+k} - F_{t,k})/S_t \quad [9]$$

La primera variable [8] es el error de predicción o tasa de rendimiento de la especulación en el mercado a plazo. Esta variable ha sido utilizada por Hansen y Hodrick (1980) para analizar la eficiencia de los mercados de siete divisas con datos semanales durante el período 1973-1979. La segunda variable [9] es la «ganancia realizada en el tipo de cambio», y ha sido utilizada por Geweke y Feige (1979) para analizar la eficiencia de siete mercados de divisas con datos trimestrales para el período 1972:III a 1977:I. Hay que señalar que esta segunda variable no utiliza los tipos de cambio al contado y a plazo expresados en logaritmos, por lo que los resultados que con ella se obtienen no están exentos de la paradoja de Siegel, que es una aplicación del teorema estadístico conocido como desigualdad de Jensen, y que hace que se obtengan conclusiones

diferentes si se define el tipo de cambio en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera o viceversa.

La eficiencia del mercado de la peseta como divisa se analiza en el presente estudio tanto en forma débil como semifuerte. Para ello se han estimado ecuaciones de la forma:

Eficiencia débil

$$v_t = a + bv_{t-1} + u_t \quad [10]$$

Eficiencia semi-fuerte

$$v_t = a' + b'v_{t-1} + \sum_{i=1}^5 c_i v_{i,t-1} \quad [11]$$

en donde, la variable v hace referencia o al rendimiento de la especulación en el mercado a plazo definido en [8] o a la ganancia realizada en el tipo de cambio definida en [9]. En la ecuación de la forma [10] la variable v se refiere al mismo mercado. En la ecuación de tipo [11], la variable asociada al coeficiente b' se refiere al mismo mercado que la variable dependiente, mientras que las variables recogidas en el sumatorio se refieren a mercados diferentes a la variable dependiente, en nuestro caso cinco. Bajo la hipótesis nula de eficiencia, los coeficientes de las ecuaciones [10] y [11] no deben diferir significativamente de cero y los residuos no deben estar autocorrelacionados.

El estudio de la eficiencia del mercado de divisas peseta-dólar se ha realizado para el período de tipos de cambio flexibles que comienza en 1973. Se ha considerado como información disponible para los agentes económicos en el caso de la eficiencia semifuerte, la que se deriva de otros mercados de divisas y, en concreto, la de los mercados de divisas de las siguientes monedas: franco francés, franco belga, franco suizo, libra esterlina y marco alemán. El mercado estudiado es el mercado a plazo de tres meses, y las series de datos utilizadas son datos trimestrales de los tipos de cambio al contado y a plazo de tres meses, desde el tercer trimestre de 1973 al cuarto trimestre de 1987.

La utilización de datos trimestrales, en lugar de mensuales, tiene como finalidad eludir el problema metodológico asociado con las muestras que se solapan en el tiempo. Así, si para estimar ecuaciones de la forma [10] u [11] se utiliza el tipo de cambio a plazo de tres meses y datos mensuales, debe esperarse a priori que el término de perturbación de la ecuación estará correlacionado serialmente. Esta autocorrelación se produce porque cuando las observaciones son más frecuentes que la duración del contrato de futuros, el término de perturbación no será independiente de los errores de predicción pasados, sino que, como ha mostrado Frankel (1979), seguirá un proceso de media móvil. Este problema no se puede solucionar utilizando una técnica econométrica estándar —como los mínimos cuadrados generalizados— para estimar en presencia de errores correlacionados serialmente, ya que para ello se requiere la estricta exogeneidad de la variable explicativa, supuesto que no es aceptable en los mercados de divisas por los motivos expuestos por Hansen y Hodrick (1980).

La utilización de datos trimestrales, aunque salva el problema de la autocorrelación, tiene el inconveniente de que sacrifica observaciones. De ahí que Hansen y Hodrick (1980) hayan usado una estrategia consistente en utilizar mínimos cuadrados con modificaciones en la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas, lo que permite obtener estimadores consistentes con muestras que se solapan. Esta estrategia de estimación no es completamente eficiente, pero permite ampliar considerablemente el tamaño de la muestra con el consiguiente fortalecimiento de los tests.

La utilización de datos trimestrales a costa de perder observaciones —método seguido en el presente estudio— presenta, sin embargo, la ventaja de que evitando el problema de la autocorrelación se puede utilizar el método de estimación de Zellner aplicable a regresiones aparentemente no relacionadas (ZSUR). Este enfoque, que ha sido utilizado entre otros por Geweke y Feige (1979) y MacDonald (1983), permite mejorar la eficiencia de las estimaciones al tener en cuenta explícitamente la correlación de los términos de perturbación de los diferentes mercados de divisas. Además, estimando con el método de Zellner se amplía de hecho el tamaño de la muestra a efectos de robustez de los tests, al estimarse de forma conjunta las ecuaciones para los diferentes mercados.

3.1. *La eficiencia débil*

Los resultados obtenidos al estimar ecuaciones de la forma [10] para el rendimiento de la especulación en el mercado a plazo (e) y para la ganancia realizada en el tipo de cambio (q) de los seis mercados señalados se muestran en los cuadros 1 y 2.

Cuando se analiza la eficiencia débil del mercado de divisas peseta-dólar, estudiando en qué medida el error de predicción no está correlacionado con errores de predicción pasados de este mismo mercado, los resultados ponen en entredicho la hipótesis de eficiencia débil (cuadro 1). En efecto, en la estimación MCO se puede rechazar la hipótesis nula de no correlación serial, cuando como ya se señaló anteriormente bajo la hipótesis nula de mercado eficiente los residuos no deberían estar autocorrelacionados. En la estimación VI¹, el coeficiente del error de predicción desfasado un período aparece como significativo, y la hipótesis nula de que los dos coeficientes son iguales a cero debe rechazarse a un nivel de significatividad del 1 por 100. Aunque la hipótesis de eficiencia se ve rechazada, la proporción de varianza en el error de predicción explicada por el error de predicción retardado es pequeña. No obstante hay que tener en

¹ Para hacer frente a los problemas de sesgo e inconsistencia producidos por la presencia de correlación serial y variable dependiente desfasada, se ha utilizado la técnica iterativa de Cochrane-Orcutt con mínimos cuadrados en dos etapas corrigiendo la matriz de varianzas y covarianzas para evitar el sesgo de los errores estándar de los coeficientes. Como variables instrumentales se han utilizado una constante, tiempo y valores retardados de la variable dependiente del propio mercado y de los demás mercados de divisas.

CUADRO I
Eficiencia débil de la peseta
(Variable: error de predicción)

Mercado	Método	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>F</i> (2,216)	<i>F</i> (2,54)	<i>R</i> ²	<i>h</i> , ρ
Peseta	MCO	-0,001 (0,201)	0,355 (2,761)**		3,81	0,12	<i>h</i> = -2,06
	IV	-0,001 (-0,312)	0,764 (4,268)**		5,07	0,16	ρ = -0,31 (-1,53)
Franco belga	MCO	0,0009 (0,114)	0,196 (1,469)		1,08	0,04	<i>h</i> = 2,71
	IV	0,0001 (0,216)	0,284 (0,380)		1,42	0,05	ρ = 0,17 (0,36)
Franco suizo	MCO	-0,001 (-0,106)	0,160 (1,199)		0,72	0,03	<i>h</i> = 0,36
	ZSUR	-0,001 (-0,143)	-0,016 (-0,183)	0,03			
Franco francés	MCO	-0,002 (-0,321)	0,299 (2,307)*		2,66	0,09	<i>h</i> = -0,65
	ZSUR	-0,003 (-0,394)	0,173 (1,993)	2,16			
Libra	MCO	-0,003 (-0,435)	0,307 (2,401)*		2,88	0,10	<i>h</i> = 0,82
	ZSUR	-0,003 (-0,517)	0,217 (1,972)	2,25			
Marco	MCO	-0,003 (-0,379)	0,180 (1,347)		0,91	0,03	ρ = -0,08 (-0,11)
	ZSUR	-0,003 (-0,419)	0,089 (1,073)	0,70			

Entre paréntesis figuran los estadísticos *t* de los coeficientes.

(*) Indica significatividad al 5 por 100 y (**) significatividad al 1 por 100. El valor *F*(2,216) comprueba la hipótesis conjunta nula de que los dos coeficientes de la ecuación del total de 8 del modelo son nulos con la estimación ZSUR. *F*(2,54) es el estadístico *F* para testar la hipótesis conjunta nula de que los dos coeficientes MCO de la ecuación son cero. *R*² es el coeficiente de determinación, *h* es el estadístico Durbin, ρ el test de Durbin para la correlación serial cuando *h* es imposible de obtener.

cuenta que cuanto mayor es el número de grados de libertad del modelo (en este caso 55) y menor el número de variables explicativas (en este caso 1) más difícil resulta un buen ajuste.

Cuando se estudia la eficiencia del mercado de divisas peseta-dólar analizando en qué medida la ganancia realizada en el tipo de cambio proporciona información para predecir valores futuros de esta variable, se observa, a la vista de los resultados recogidos en el cuadro 2, que las conclusiones no difieren de forma apreciable de las obtenidas para el error de predicción. Así, en la estimación MCO se puede rechazar la hipótesis de no correlación serial, y en la estimación VI el coeficiente de la ganancia realizada en el tipo de cambio

CUADRO 2
Eficiencia débil de la peseta
(Variable: ganancia realizada)

Mercado	Método	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>F</i> (2,216)	<i>F</i> (2,54)	<i>R</i> ²	<i>h</i> , ρ
Peseta	MCO	-0,002 (-0,335)	0,368 (2,878)**		4,14	0,13	<i>h</i> = -2,29
	IV	-0,002 (-0,391)	0,768 (4,479)**		5,69	0,17	ρ = -0,32 (-1,61)
Franco belga	MCO	-0,0006 (-0,008)	0,192 (1,438)		1,04	0,04	<i>h</i> = 3,60
	IV	0,0003 (0,035)	0,269 (0,450)		1,40	0,05	ρ = 0,16 (0,31)
Franco suizo	MCO	-0,003 (-0,325)	0,171 (1,279)		0,82	0,03	<i>h</i> = 0,59
	ZSUR	-0,004 (-0,411)	-0,007 (-0,082)	0,09			
Franco francés	MCO	-0,004 (-0,475)	0,295 (2,278)*		2,59	0,09	<i>h</i> = -0,56
	ZSUR	-0,004 (-0,576)	0,171 (1,982)	2,27			
Libra	MCO	-0,003 (-0,550)	0,317 (2,487)*		3,09	0,10	<i>h</i> = 0,90
	ZSUR	-0,004 (-0,651)	0,226 (2,058)*	2,58			
Marco	MCO	-0,004 (-0,559)	1,783 (1,331)		0,87	0,03	ρ = -0,07 (-0,09)
	ZSUR	-0,005 (-0,619)	0,089 (1,074)	0,83			

Entre paréntesis figuran los estadísticos *t* de los coeficientes.

(*) Indica significatividad al 5 por 100 y (**) significatividad al 1 por 100. El valor *F*(2,216) comprueba la hipótesis conjunta nula de que los dos coeficientes de la ecuación del total de 8 del modelo son nulos con la estimación ZSUR. *F*(2,54) es el estadístico *F* para testar la hipótesis conjunta nula de que los dos coeficientes MCO de la ecuación son cero. *R*² es el coeficiente de determinación, *h* es el estadístico Durbin, ρ el test de Durbin para la correlación serial cuando *h* es imposible de obtener.

aparece como significativo. Asimismo, igual que para el error de predicción, la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales a cero se ve rechazada a un nivel de significatividad del 1 por 100. Aunque la hipótesis de eficiencia se ve rechazada, la varianza de la ganancia realizada en el tipo de cambio explicada por su valor retardado es pequeña, si bien el modelo presenta una sola variable explicativa y un alto número de grados de libertad.

Dado que los coeficientes del error de predicción y de la ganancia realizada desfasados un período aparecen claramente significativos en el mercado peseta-dólar, se ha investigado la posibilidad de que el error de predicción o la ganancia realizada en el tipo de cambio con mayores retardos permitan prede-

cir esas mismas variables en el periodo corriente. En concreto para dos periodos retardados los resultados son:

MCO²

$$e_t = -0,0015 + 0,275 e_{t-1} + 0,236 e_{t-2} \quad [11]$$

$$\begin{array}{ccc} (-0,227) & (2,03) & (1,73) \end{array}$$

$$R^2 = 0,172 \quad F(2,52) = 5,39 \quad SSR = 0,128 \quad \rho = -0,17$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (-0,30)$$

$$q_t = -0,0022 + 0,282 q_{t-1} + 0,246 q_{t-2} \quad [12]$$

$$\begin{array}{ccc} (-0,333) & (2,082) & (1,809) \end{array}$$

$$R^2 = 0,185 \quad F(2,52) = 5,89 \quad SSR = 0,132 \quad \rho = -0,19$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (-0,32)$$

Los resultados de las ecuaciones estimadas [11] y [12] muestran que no puede rechazarse a un nivel del 1 por 100 la hipótesis conjunta nula de que los coeficientes del error de predicción o de la ganancia realizada desfasados uno y dos periodos son iguales a cero. Estos resultados refuerzan la hipótesis de no eficiencia del mercado peseta-dólar ya que el error de predicción o la ganancia realizada en el tipo de cambio del periodo corriente, se pueden predecir no sólo con información del periodo anterior contenida en estas variables sino también con información de dos periodos precedentes.

Por lo que respecta al resto de los mercados de divisas estudiados, se observa que en el caso del franco belga, se puede rechazar la hipótesis de no correlación serial, si bien las estimaciones VI avalan la hipótesis de eficiencia. En los casos de los francos suizo y francés, la libra y el marco, se han realizado estimaciones MCO y estimaciones ZSUR³ para los cuatro mercados considerados conjuntamente. En los mercados del franco suizo y el marco aparecen resultados compatibles con la hipótesis de eficiencia, ya que con cualquiera de los métodos de estimación utilizados, no aparecen significativos ni la constante ni la variable explicativa. Además la hipótesis conjunta nula de que ambos coeficientes son iguales a cero no puede rechazarse, ni cuando se utiliza la prueba de la *F* en el contexto MCO ni cuando se utiliza con la estimación ZSUR.

Para los mercados de la libra esterlina y el franco francés se presenta un resultado que no avala la hipótesis de eficiencia débil, ya que el error de

² R^2 es el coeficiente de determinación. $F(2,52)$ es el estadístico F del coeficiente de correlación. h el estadístico Durbin. Cuando el estadístico h es imposible de obtener, la correlación serial se comprueba a través del test alternativo propuesto por Durbin ρ . Entre paréntesis bajo ρ figura el valor del estadístico t para comprobar la hipótesis nula de que el primero es diferente de cero.

³ Se han eliminado la peseta y el franco belga de la estimación ZSUR por los problemas de correlación serial que presentan estos mercados.

predicción o la ganancia realizada desfasados un período aparecen como significativos. Sin embargo, en estos casos no se ve rechazada tan claramente como en el caso de la peseta la hipótesis conjunta nula de que los dos coeficientes de la ecuación son iguales a cero.

3.2. *La eficiencia semifuerte*

La eficiencia semifuerte del mercado peseta-dólar y de los cinco mercados restantes incluidos en el análisis se ha estudiado considerando como información relevante disponible para los agentes económicos no sólo los errores de predicción o la ganancia realizada en el tipo de cambio del mercado en cuestión, sino también los de otros mercados de divisas. Para ello se ha estimado un modelo compuesto de 6 ecuaciones de la forma [11] para los seis mercados de divisas considerados en este análisis. La eficiencia del mercado en este caso se ha estudiado estimando el modelo mencionado a través de ZSUR, lo que permite ganar en eficiencia de las estimaciones al tener en cuenta la posible relación existente entre los errores de perturbación de las seis ecuaciones⁴. A continuación sólo se presentan los resultados referentes a la ganancia realizada en el tipo de cambio, ya que con el error de predicción se obtienen conclusiones semejantes.

Al abordar el estudio de la eficiencia en la forma señalada aparece el problema del alto grado de multicolinealidad en el modelo, lo que lleva a obtener la falsa conclusión de que los coeficientes de las variables explicativas no son significativamente diferentes de cero al obtenerse unos errores estándar muy elevados para los coeficientes estimados. Una idea de la alta correlación entre las variables explicativas puede obtenerse de los resultados del cuadro 3, en donde se muestran los coeficientes de correlación entre estas variables. En efecto, se observa que la ganancia realizada en los tipos de cambio del marco, franco belga, franco francés y franco suizo están altamente correlacionados. La correlación entre las tres primeras variables no es de extrañar dado el compromiso de intervención de las autoridades monetarias de los respectivos países en el marco del Sistema Monetario Europeo, desde 1979, para evitar fluctuaciones superiores al 2,25 por 100 en los tipos de cambio.

A la vista del problema del alto grado de multicolinealidad y de los resultados obtenidos al analizar la eficiencia débil, el modelo formado por el conjunto de 6 ecuaciones de la forma [11] se ha «re-especificado» con los siguientes criterios. En primer lugar, en las ecuaciones que se refieren a la peseta y la libra se han conservado como variables explicativas la ganancia realizada en los respectivos mercados en el período anterior. En segundo lugar, en las ecuaciones de las restantes monedas se ha eliminado la variable desfasada un período referente al propio mercado al no haberse encontrado significativas estas variables en las

⁴ La obtención de estimadores ZSUR con las propiedades asintóticas deseables requiere, además de los supuestos del modelo lineal estándar, que las covarianzas contemporáneas de los términos de perturbación sean no nulas y que las no contemporáneas sean nulas.

CUADRO 3
Matriz de correlaciones
(Variable: ganancia realizada)
(Período: 1973 IV/1987 III)

	Peseta	Fr. belga	Fr. suizo	Fr. francés	Libra	Marco
Peseta	1,00	-0,54	-0,42	-0,60	-0,45	-0,53
Franco belga		1,00	0,80	0,86	0,59	0,94
Franco suizo			1,00	0,79	0,49	0,86
Franco francés				1,00	0,58	0,88
Libra					1,00	0,56
Marco						1,00

estimaciones de eficiencia débil, excepto para el caso del franco francés que se ha eliminado por pertenecer al grupo de las cuatro monedas muy correlacionadas. En tercer lugar, para evitar el problema del alto grado de multicolinealidad se han sustituido, en las ecuaciones de la peseta y la libra, las cuatro variables correlacionadas por una media aritmética de las mismas. En cuarto lugar, en las ecuaciones de las 4 monedas restantes, en las que aparecen tres variables altamente correlacionadas, se han sustituido éstas por su media aritmética. En definitiva, el modelo original compuesto por 6 ecuaciones y 42 coeficientes queda reducido a un modelo de 6 ecuaciones y 24 coeficientes. La especificación completa del modelo y los resultados obtenidos al estimar el mismo por el método ZSUR se presenta en el cuadro 4.

Se observa que, al analizar la eficiencia semifuerte de la peseta en un contexto multimercado en el que se tiene en cuenta la posible correlación entre los términos de perturbación de las ecuaciones del modelo estimado, la hipótesis de eficiencia semifuerte para el caso de la peseta no es compatible con los resultados obtenidos, en la medida en que se ve rechazada a un nivel de significatividad del 5 por 100 la hipótesis nula conjunta de que los cuatro coeficientes de la ecuación de la peseta son nulos. En este sentido, debe concluirse que la ganancia realizada en el tipo de cambio peseta-dólar del período corriente no recoge toda la información disponible, y la ganancia realizada en el tipo de cambio de la peseta, la libra, el marco y los francos francés, belga y suizo, permiten predecir el valor de la ganancia realizada en el mercado peseta-dólar en el período siguiente. Del resto de los mercados analizados muestran resultados compatibles con la hipótesis de eficiencia los del franco belga, franco suizo y marco.

4. Causas de la ineficiencia

En esta sección se aborda la explicación de las razones por las que aparece ineficiencia en algunos mercados, y en concreto en el caso del mercado peseta-dólar a plazo de tres meses. En la literatura económica se han señalado múltiples razones por las que se puede ver rechazada la hipótesis de mercados eficientes. Naturalmente, una primera explicación es sencillamente que el mer-

CUADRO 4
Eficiencia semifuerte de la peseta
Método de estimación: ZELLNER-SUR
(Variable: ganancia realizada)

Peseta	$q_p = -0,0045$ (-0,70)	+	$0,179q_p^{-1}$ (1,19)	-	$1,875q_4^{-1}$ (-1,37)	-	$1,523q_l^{-1}$ (-0,98)	$R^2 = 0,206$ $\rho = -0,55$ (-1,60)	$F(4,312) = 3,15$ $F(3,52) = 4,50$
Franco belga	$q_b = -0,0001$ (-0,01)	-	$0,142q_p^{-1}$ (-0,72)	+	$0,145q_{pbm}^{-1}$ (0,94)	+	$0,047q_l^{-1}$ (0,238)	$R^2 = 0,064$ $DW = 1,97$	$F(4,312) = 0,65$ $F(3,52) = 1,18$
Franco suizo	$q_s = -0,0028$ (-0,28)	-	$0,011q_p^{-1}$ (-0,05)	+	$0,105q_{pbm}^{-1}$ (0,56)	+	$0,090q_l^{-1}$ (0,39)	$R^2 = 0,016$ $DW = 1,80$	$F(4,312) = 0,27$ $F(3,52) = 0,29$
Franco francés	$q_f = -0,0042$ (-0,54)	-	$0,222q_p^{-1}$ (-1,29)	+	$0,109q_{bsm}^{-1}$ (0,83)	+	$0,197q_l^{-1}$ (1,11)	$R^2 = 0,153$ $DW = 2,04$	$F(4,312) = 2,05$ $F(3,52) = 3,14$
Libra	$q_l = -0,005$ (-0,75)	-	$0,251q_p^{-1}$ (-1,64)	-	$0,045q_4^{-1}$ (-0,33)	+	$0,238q_l^{-1}$ (1,52)	$R^2 = 0,149$ $\rho = 0,12$ (-0,15)	$F(4,312) = 2,40$ $F(3,52) = 3,02$
Marco	$q_m = -0,0044$ (-0,56)	-	$0,143q_p^{-1}$ (-0,76)	+	$0,117q_{bs}^{-1}$ (0,80)	+	$0,105q_l^{-1}$ (0,55)	$R^2 = 0,075$ $DW = 2,03$	$F(4,312) = 0,90$ $F(3,52) = 1,41$
$F(24,312) = 1,44$									

Los subíndices indican tipos de cambio con respecto al dólar de las monedas: p peseta, b franco belga, s franco suizo, f franco francés, l libra y m marco. Cuando aparece más de un subíndice indica la media aritmética de los tipos de cambio de las monedas en cuestión. El subíndice 4 indica la media aritmética de las monedas marco y francos suizo, francés y belga. El estadístico $F(4,312)$ comprueba la hipótesis nula conjunta de que los cuatro coeficientes de esa ecuación del total de 24 del modelo son iguales a cero. $F(24,312)$ comprueba la hipótesis conjunta nula de que los 24 coeficientes del modelo son nulos. $F(3,52)$ comprueba la hipótesis conjunta nula de que los tres coeficientes de la ecuación, excluida la constante, son cero. Esta última F se ha obtenido a partir de la estimación MCO.

$$q_p = -0,0059 + 0,107 q_p^{-1} - 0,072 q_4^{-1} \quad [16]$$

$$\begin{matrix} (-0,65) & (0,51) & (-0,43) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,024 \quad F(2,26) = 0,33 \quad \rho = -1,80$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (-1,38)$$

Período de volatilidad (1980: IV/1987: IV)
(Desviación estándar de $q_t = 0,587$)

$$q_p = -0,0031 + 0,573 q_p^{-1} \quad R^2 = 0,288 \quad h = 1,61 \quad [17]$$

$$\begin{matrix} (-0,31) & (3,31) \end{matrix}$$

$$q_p = -0,0038 + 0,173 q_p^{-1} - 0,431 q_4^{-1} \quad [18]$$

$$\begin{matrix} (-0,40) & (0,76) & (-2,11) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,369 \quad F(2,26) = 7,31 \quad \rho = -0,34$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (-1,02)$$

A la vista de los resultados obtenidos se observa que éstos son consistentes con la hipótesis de aversión al riesgo. Cuando se analiza la eficiencia débil en el período de estabilidad (bajo riesgo) el mercado es compatible con la hipótesis de eficiencia (ecuación [15]). En efecto, ni el término constante ni el coeficiente de la ganancia realizada del período anterior son significativos, y la variación explicada de la ganancia realizada es muy baja. La eficiencia semifuerte (ecuación [16]) también es compatible con los resultados obtenidos. La ganancia realizada en los cinco mercados considerados carecen de poder para predecir la ganancia realizada en el período corriente. Sin embargo, en la época de inestabilidad (alto riesgo), la hipótesis de eficiencia se ve claramente rechazada. En el caso de la eficiencia débil la ganancia realizada en el tipo de cambio desfasada un período aparece significativa al 1 por 100, y además la variación explicada de la variable dependiente aumenta considerablemente hasta casi un 30 por 100. En el caso de la eficiencia semifuerte (ecuación [18]) no puede rechazarse la hipótesis conjunta nula de que los coeficientes de las dos variables explicativas son cero, el coeficiente de la media de la ganancia realizada en 4 mercados es significativamente diferente de cero, y además la variación explicada de la variable dependiente aumenta hasta el 37 por 100.

5. Conclusiones

Al analizar la eficiencia del mercado peseta-dólar estudiando el error de predicción o la ganancia realizada en el mercado a plazo de tres meses, se concluye que la hipótesis de eficiencia se ve rechazada. Esto es cierto tanto para la eficiencia débil, como para la eficiencia semifuerte que amplía la información relevante disponible a otros cinco mercados de divisas (marco, libra y francos francés, suizo y belga). Al explicar los posibles motivos por los que aparece

ineficiencia en el mercado peseta-dólar, la evidencia presentada avala la hipótesis de que la aparente ineficiencia se debe a la existencia de un premio al riesgo.

Referencias

- Clinton, K. (1988): «Transactions Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy*, núm. 2, vol. 96, págs. 358-370.
- Fama, E. F. (1970): «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work», *Journal of Finance*, vol. 25, págs. 383-423.
- Frankel, J. A. (1979): «Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange Market», *Southern Journal of Economics*, núm. 4, vol. 46, págs. 1083-1101.
- Frenkel, J. A., y Levich, R. M. (1981): «Covered Interest Arbitrage in the 1970's», *Economic Letters*, núm. 3, vol. 8, págs. 267-274.
- Geweke, J., y Feige, E. (1979): «Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange», *Review of Economics and Statistics*, vol. 61, págs. 334-341.
- Hansen, L. P., y Hodrick, R. J. (1980): «Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis», *Journal of Political Economy*, núm. 51, vol. 80, págs. 829-853.
- MacDonald, R. (1983): «Tests of Efficiency and the Impact of News in Three Foreign Exchange Markets: the Experience of the 1920's», *Bulletin of Economic Research*, núm. 2, vol. 35, págs. 123-144.
- Minford, P., y Peel, D. A. (1983): *Rational Expectations and the New Macroeconomics*, Oxford University Press.

Abstract

This paper examines the hypothesis that the three months forward rate of exchange peseta-dollar is determined in a efficient market. The «weak» and «semi-strong» market efficiency hypothesis are tested in a multimarket framework for six rates of exchange. Zellner's seemingly unrelated regression estimation is used to test the hypothesis that the expected rate of return to speculation in the forward foreign exchange markets are zero.

*Recepción del original, julio de 1988.
Versión final, octubre de 1988.*

INFORME DEL DIRECTOR

Siguiendo con la pauta iniciada en el vol. XI, N.º 1, enero, 1987, sobre la publicación bianual de algunos rasgos básicos de evaluación de la revista los datos que a continuación se ofrecen corresponden a los años 1987 y 1988.

1. Artículos recibidos

	1987	1988
• Total de artículos recibidos	35	34
• Aceptados para publicación	23	12
• Rechazados por el Consejo de Redacción	5	5
• En proceso de evaluación	7	16

El número anual de artículos recibidos registró una cierta disminución a partir del primer año de la segunda época, para después estabilizarse. Dicha disminución parece que puede interpretarse como una cierta autoselección de los autores una vez conocidas las características del proceso de evaluación, lo que es congruente con la disminución detectada en la cantidad relativa de los rechazados.

2. Artículos publicados

	1987	1988
• Bloques monográficos	1 (3 arts.)	—
• Panoramas	—	1
• Artículos	20	18
• Notas	1	4
• Información y Documentación	1	1
• Suplementos ¹	3.ª Jornadas	4.º Jornadas

¹ Los suplementos recogen los resúmenes de las Jornadas de Economía Industrial patrocinadas anualmente por la Fundación Empresa Pública.

3. Duración del proceso de evaluación

Período medio transcurrido desde la recepción hasta la publicación de los artículos aparecidos cada año.

	1987	1988
• Menos de 3 meses	5	—
• Entre 3 y 4 meses	2	2
• Entre 4 y 6 meses	6	6
• Entre 6 y 12 meses	10	8
• Más de 12 meses	2	5
• Período medio de espera	7,7 (meses)	7,5 (meses)

4. Evaluadores

A parte de los miembros de los Consejos Asesor y de Redacción han colaborado en el proceso de evaluación un total de 44 profesionales, a los que la revista quiere dejar constancia de su agradecimiento por su generosa y fundamental labor.

ALBARRACÍN GÓMEZ, Jesús	MARÍN ARCAS, José
ALVAREZ BLANCO, Rafael	MARTÍN GONZÁLEZ, Carmela
BARBERA SÁNCHEZ, Salvador	MARTÍN MARCOS, Ana
BARBOLLA GARCÍA, Rosa	MATO LEAL, Gonzalo
BEATO BLANCO, Paulina	MONES FARRÉ, María Antonia
CAMIO DE ALLO, José	NOVALES CINCA, Alfonso
CAÑADA VICINAY, Juan	PEDREÑO MUÑOZ, Andrés
CORCHÓN DÍAZ, Luis	POLO REDONDO, Yolanda
CORUGEDO DE LAS CUEVAS, Indalecio	PUIG JUNOY, Jaume
CURBELO RANERO, José Luis	REIG MARTÍNEZ, Ernest
ESCORSA CASTELLS, Pere	RICART COSTA, Joan
ESPITIA ESCURER, Manuel	RUBIO GUERRERO, Juan José
FARIÑAS GARCÍA, José Carlos	RUBIO IRIGOYEN, Gonzalo
FINA SANGLARS, Lluís	RODRÍGUEZ ORDANZA, José Antonio
GALLASTEGUI ZULAICA, Inmaculada	SAN SEGUNDO GÓMEZ DE CADIÑANOS, M. ^a José
GARCÍA ALVAREZ-COQUE, José María	SÁNCHEZ, Isabel
GONZÁLEZ PÁRAMO, José Manuel	SÁNCHEZ MOLINERO, José Manuel
GONZÁLEZ ROMERO, Arturo	SANZ DíEZ, Begoña
GRAFE ARIAS, Federico	SENTANA IVAÑEZ, Enrique
GUAL SOLE, Jordi	TUSELL, Fernando
HERCE SAN MIGUEL, José Antonio	URRUTIA ELEJALDE, Juan
JAUMANDREU BALANSO, Jordi	USATEGUI DÍAZ DE OTALORA, José M. ^a
JIMÉNEZ RANEDA, Ignacio	VÁZQUEZ BARQUERO, Antonio
JIMÉNEZ RIDRUEJO, Zenón	ZUBIRI ORIA, Ignacio
MAÑAS, Luis	
MARIMÓN, Ramón	

5. Estructura organizativa

En estos dos últimos años se han producido algunas transformaciones en el Consejo de Redacción y en el Consejo Asesor de la revista. En el primero de ellos, se produjo la lamentable baja de Fernando Maravall, acuciado por sus responsabilidades administrativas, y la incorporación de dos nuevos miembros, Rafael Repullo y Xavier Vives, cuya actividad y especialización sintonizan plenamente con la línea editorial mantenida hasta estos momentos.

En el segundo de ellos, Consejo Asesor, se acordó en la reunión anual mantenida en 1988 poner en marcha un innovador proceso de renovación automática de sus miembros, a través de la sustitución anual de cuatro de ellos lo que implica un ciclo mínimo de permanencia en el consejo de cinco años. Fruto de este acuerdo fue la baja, a petición propia, de León Benelbas y Josep Fontana y la incorporación de José Marín, Gonzalo Rubio e Ignacio Zubiri. Quede constancia de nuestro agradecimiento a todos ellos por su inestimable colaboración.