

PREMIO POR RIESGO EN EL MERCADO DE CAMBIOS A PLAZO. MODELOS DE VALORACION DE ACTIVOS FINANCIEROS: UNA EXPLORACION EMPIRICA

Arturo RODRIGUEZ CASTELLANOS*

Universidad del País Vasco

Este artículo investiga la utilidad de los modelos de valoración de activos financieros para explicar el sesgo observado entre el tipo de cambio a plazo y el tipo al contado subsiguiente como un premio al riesgo de cambio real sistemático. Para ello, se aplica un modelo tipo CAPM a los datos sobre tipos de cambio proporcionados por las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional.

1. Introducción

La capacidad del tipo de cambio a plazo de una divisa para pronosticar —sesgadamente o no— el tipo de cambio al contado futuro, es un tema recurrente en la literatura sobre finanzas internacionales. Aunque existe consenso en afirmar que, para intervalos de tiempos lo suficientemente largos, el tipo a plazo es, por término medio, un predictor insesgado del tipo al contado subsiguiente, también parece firmemente establecida la existencia de sesgos persistentes a lo largo de períodos significativos.

Ahora bien, las causas de este sesgo están en discusión: muchas opiniones se decantan por la existencia de ineficiencias en los mercados de cambios, mientras que para otros el sesgo indica la existencia de un premio por el riesgo de cambio real sistemático o no diversificable.

En este trabajo, asumiendo esta segunda hipótesis, se realiza una exploración empírica de la misma aplicando un modelo tipo CAPM¹.

Así, en el siguiente apartado, como asunto preliminar, se trazan las líneas generales de la discusión sobre las causas de los sesgos observados en la capacidad predictiva del tipo de cambio a plazo.

A continuación, se exponen los supuestos y relaciones características del modelo a aplicar, planteado por Solnik (1974b).

* Agradecemos a Andrés Araujo e Ildefonso Grande su inestimable ayuda en el proceso de datos, y a un evaluador anónimo sus valiosas observaciones y sugerencias. Los fallos y defectos que puedan encontrarse en este trabajo son exclusiva responsabilidad del autor.

¹ Un informe preliminar sobre este tema puede consultarse en Rodríguez Castellanos (1986c).

Seguidamente, se informa sobre el origen de los datos sobre tipos de cambio empleados, procedentes de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional.

En el quinto apartado se exponen los resultados de una estimación, mediante series temporales, de los coeficientes de riesgo sistemático, los cuales servirán, posteriormente, para establecer mediante una regresión cross-seccional, una «línea empírica del mercado de cambios».

Por último, el séptimo apartado recoge las conclusiones más significativas de este trabajo.

2. Eficiencia y premio por riesgo en el mercado de cambios a plazo: el estado de la cuestión

La hipótesis de expectativas racionales, junto al supuesto de que los participantes en el mercado de cambios son neutrales respecto al riesgo —o alternatively, si son adversos, que el riesgo de cambio es plenamente diversificable— conducen a la denominada «hipótesis de expectativas eficientes insesgadas» en el tipo de cambio²: el tipo de cambio a plazo de una moneda ($P_{t,t+1}$) es un predictor insesgado del futuro tipo al contado de la misma (C_{t+1}); dicho de otro modo, la expectativa implícita en el tipo a plazo recoge toda la información disponible sobre las variables relevantes para la determinación del futuro tipo al contado.

La nueva información llegará de forma aleatoria, y en consecuencia:

$$C_{t+1} = P_{t,t+1} + U_{t+1} \quad [1]$$

siendo U_{t+1} un término de error aleatorio.

Por tanto, el «error de pronóstico relativo del tipo de cambio a plazo», esto es, el rendimiento de la operación especulativa consistente en adquirir a plazo una moneda extranjera y venderla posteriormente al contado, debe tener un valor esperado nulo:

$$e_{t+1} = \frac{C_{t+1} - P_{t,t+1}}{C_t} = \frac{U_{t+1}}{C_t} \quad [2]$$

Los primeros estudios empíricos sobre esta relación, realizados a finales de la pasada década, se inclinaban, en general, por el cumplimiento de la hipótesis³. Sin embargo, análisis ulteriores, empleando métodos econométricos más perfeccionados, o un diferente tratamiento de los datos, encontraron sesgos significativos en el tipo a plazo con respecto al tipo al contado futuro, por lo que aquél no

² Baillie y McMahon (1976).

³ Véase, por ejemplo, Cornell (1977), Levich (1978) y Lafuente (1979).

podía ser considerado un predictor «insesgado» de éste. Son destacables, a este respecto, los trabajos de Geweke y Feige (1979), Hansen y Hodrik (1980), Cumby y Obstfeld (1981) y Bilson (1981)⁴.

Ahora bien, ¿cuál es la causa de esos sesgos? ¿Existen expectativas no racionales —o, si se quiere, ineficiencia— en los mercados de cambios? ¿O, por el contrario, los sesgos son debidos a un mercado eficiente que premia el riesgo de cambio no diversificable? Una abundante literatura, teórica y empírica, se ha dedicado a dilucidar las anteriores cuestiones. De ella daremos a continuación una breve panorámica⁵.

Una importante cantidad de trabajos se ha dedicado a analizar los sesgos del tipo a plazo como debidos a la inexistencia de expectativas racionales en los mercados de cambios, o dicho en términos más caros a la teoría financiera, a ineficiencias existentes en los mismos, por regulación, intervención gubernamental, demandas rígidas especulativas de ciertas monedas, procesamiento imperfecto de la información, etc.

Ahora bien, muchas de estas circunstancias son difíciles de investigar empíricamente. No obstante, se han conseguido algunos resultados interesantes⁶, aunque en esta línea queda todavía mucho por hacer.

Otra posible explicación, debida a Krasker (1980), justifica los sesgos no por ineficiencias, sino por la divergencia entre el tipo de cambio al contado esperado y el efectivo debido a asimetría en la distribución «*a priori*» del tipo de cambio.

Otro grupo importante de autores suponen que el sesgo del tipo a plazo debe ser explicado primordialmente por un «premio al riesgo». Esto implica operantes adversos al mismo, y no diversificabilidad, al menos en parte, del riesgo de cambio.

En tal caso, las expresiones [1] y [2] quedarían transformadas en:

$$C_{t+1} = P_{t,t+1} + \pi_t + U_{t+1} \quad [3]$$

$$e_{t+1} = \frac{\pi_t}{C_t} + \frac{U_{t+1}}{C_t} \quad [4]$$

siendo π_t el premio por el riesgo de cambio «sistemático» o no diversificable

La gran mayoría de los modelos planteados para determinar el valor de π_t en equilibrio constituyen extensiones «internacionales» del conocido «modelo de valoración de activos financieros» de Sharpe-Litner (CAPM, en siglas inglesas).

⁴ En el mercado de cambios español, también se han encontrado sesgos significativos en el tipo de cambio a plazo de distintas divisas. Gámez (1985), Ridruejo (1985) y Rodríguez Castellanos (1986a y b).

⁵ En las líneas que siguen no se ha pretendido en absoluto realizar un «survey» sobre las posibles explicaciones del sesgo en el tipo de cambio a plazo, sino únicamente indicar las principales líneas de investigación sobre este problema. Un análisis más extenso y detallado del mismo puede encontrarse en Rodríguez Castellanos (1988).

⁶ Por ejemplo, Macdonald (1983), Lorenzo y Ridruejo (1986).

Según estos desarrollos, el premio por riesgo depende de la covarianza entre las variaciones del tipo de cambio de una moneda y la rentabilidad de una cartera «de mercado».

Ahora bien, existen varios tipos de modelos: Así, el planteado por Solnik (1974b) y ampliado por Sercu (1980) considera un riesgo de cambio «real», pues no se cumple la paridad de poderes adquisitivos entre países, y la inflación no es aleatoria, por lo que el premio por riesgo depende de la inversión neta entre países⁷. Sin embargo, en otros se supone la inflación incierta, y cumplimiento de la paridad de poderes adquisitivos, siendo entonces el riesgo de cambio puramente «monetario»; así sucede en Grauer y otros (1976) y Kouri (1977). Por último, existen modelos mixtos, con inflación incierta e incumplimiento de la paridad de poderes adquisitivos⁸.

No se han realizado muchos contrastes de estos modelos. Roll y Solnik (1977) hacen un análisis empírico del premio por riesgo según el modelo planteado por este último, obteniendo algunos resultados satisfactorios⁹, pero los problemas existentes en la obtención de datos, y en especial la aproximación de la cartera de mercado, inducen escepticismo a los propios autores.

La contrastabilidad de estos modelos se encuentra sujeta a las críticas generales sobre los contrastes de los modelos basados en el CAPM, planteadas por Roll (1977) y Ross (1978)¹⁰ pero, además, se añade la dificultad de medir ciertas variables como las riquezas nacionales, el capital real mundial, el endeudamiento neto entre países, etc.

Debido a ello, se han ideado otros modelos, en principio, menos vulnerables a las críticas sobre su contrastabilidad empírica. Así, Hansen y Hodrik (1983) y Mark (1985) contrastan la relación entre el sesgo del tipo a plazo y la covarianza entre la variación en el valor de la moneda y el tipo marginal de sustitución del dinero entre los distintos períodos; sus resultados son negativos, pero no concluyentes, pues las formulaciones econométricas empleadas son bastante restrictivas.

También plantea esperanzas la extensión internacional, debida fundamentalmente a Solnik (1983) de la «teoría de valoración por arbitraje» (APT, en siglas inglesas) formulada por Ross (1976). Según ésta, el «premio por riesgo» en el tipo de cambio a plazo, como el de cualquier otro activo, depende linealmente de las covarianzas entre el rendimiento de la especulación en una divisa y un conjunto de factores de riesgo sistemático¹¹. Un reciente trabajo,

⁷ Los supuestos e implicaciones de este modelo son expuestos con más detalle en el siguiente apartado.

⁸ Véase, por ejemplo, Adler y Dumas (1983) y Sharp (1985).

⁹ El trabajo de Roll y Solnik también será comentado con detenimiento más adelante, al exponer nuestro propio estudio empírico.

¹⁰ Sobre la contrastación empírica de modelos de valoración de activos financieros, puede consultarse Rubio (1986), especialmente apartado 3.

¹¹ Como con el CAPM, también se han planteado críticas a los contrastes empíricos del APT, así Shanken (1982). Pero trabajos como los de Dybvig y Ross (1985) y Grinblatt y Titman (1987) parecen inclinar la balanza hacia la consistencia de los contrastes realizados empleando análisis factorial.

debido a Cho y otros (1986) concluye que el mercado de monedas se encuentra integrado internacionalmente, lo cual permitiría explicar los sesgos en el tipo a plazo de cada moneda mediante los mismos factores y ponderando de igual forma, independientemente de la moneda de referencia utilizada. No obstante, el número de monedas cotizadas internacionalmente es relativamente pequeño, lo cual representa una importante dificultad para obtener un premio por riesgo basado en el «APT internacional» aplicando técnicas de análisis estadístico multivariante.

Como puede comprobarse tras este somero repaso, los modelos de «premio por riesgo» planteados y contrastados son muy diversos. Sin embargo, para realizar nuestro estudio hemos optado por aplicar el modelo de Solnik (1974b). Puede parecer paradójica la elección de un modelo relativamente «viejo», pero estimamos que existen razones más que suficientes para la misma: en primer lugar, su relativa sencillez; en segundo lugar, su adecuación a las condiciones del corto plazo, pues, efectivamente, en períodos de tiempo cortos no se cumple la paridad de poderes adquisitivos, la inflación puede considerarse cierta y los flujos comerciales no tienen tiempo de alterar los patrones de consumo de los diferentes países; por último, aunque el análisis empírico realizado está sujeto a las críticas formuladas sobre la contrastabilidad de los modelos tipo CAPM, subrayamos desde ahora que nuestra intención no es tanto contrastar la adecuación del modelo frente a otros alternativos (valoración basada en el consumo, APT) sino más bien explorar la posibilidad de que el sesgo empírico existente en el tipo de cambio a plazo pueda ser explicado, al menos en parte, por un premio al riesgo de cambio sistemático, sin excluir que este premio pueda ser medido de forma más perfecta por otros modelos.

3. El modelo

En este apartado se realiza una exposición de los supuestos planteados en el modelo de Solnik (1974b), así como de las conclusiones pertinentes a nuestro propósito. Quien desee profundizar en los desarrollos matemáticos y las conclusiones generales del mismo, puede consultar el artículo original.

Un conjunto de supuestos es común a todos los modelos de equilibrio en mercados perfectos: no existen transacciones a precios fuera del equilibrio, no existen costes de transacción, impuestos ni controles sobre los movimientos de capital, ningún operante puede influir individualmente sobre el mercado, y en todo país existe un activo «sin riesgo», que puede ser emitido o adquirido por todos cuantos operan en el país al mismo tipo de interés (aunque éste puede variar en los distintos países). Este activo, evidentemente, presenta riesgo de cambio para los operadores de los otros países.

Otro supuesto es común a los basados en el CAPM: las expectativas de los operadores sobre la evolución de la rentabilidad de los activos (incluyendo los tipos de cambio de las monedas) son homogéneas.

La estructura de los mercados financieros internacionales se sintetiza en dos puntos: ausencia de limitaciones a los flujos financieros entre países, y limitación del consumo de los operantes a su propio país. Este último supuesto, que excluye corrientes inducidas de comercio internacional, no resulta, como ya se ha comentado anteriormente, especialmente restrictivo en el corto plazo.

Como consecuencia de lo anterior, se cumple la paridad de tipos de interés entre países.

Un tercer grupo de supuestos puede considerarse más bien del tipo «técnico», pues configuran el desarrollo del modelo. Estos son:

- Tanto el tipo de rendimiento instantáneo de los activos «arriesgados» como las variaciones instantáneas en los tipos de cambio se pueden expresar por procesos de Itô, esto es, procesos estocásticos con una distribución normal.
- No existe correlación entre las variaciones de los tipos de cambio y el rendimiento de los activos arriesgados¹².
- Las tasas de inflación de los distintos países son conocidas con certeza. Esto implica que no se cumple la paridad de poderes adquisitivos, y en consecuencia el riesgo de cambio es real.
- Las rentas del trabajo son conocidas con certeza.
- La demanda total neta para el activo sin riesgo de cada país es cero, esto es, existe siempre un prestamista para cada prestatario.

Dado lo anterior, se cumple, independientemente de la moneda de referencia, que la rentabilidad instantánea de la especulación a plazo con una divisa es directamente proporcional a la covarianza entre las variaciones en el tipo de cambio de la divisa y el rendimiento de una «cartera de mercado», compuesta por operaciones especulativas en el conjunto de las divisas ponderadas por la proporción de riqueza mundial exterior invertida en cada país.

Expresado de otro modo, el error de pronóstico o sesgo instantáneo esperado del tipo de cambio a plazo de una moneda es proporcional a la covarianza entre las variaciones del tipo de cambio de esa moneda y la suma ponderada —con los coeficientes de ponderación antes mencionados— de los errores de pronóstico de todas las monedas.

De manera formal, si existen n países, y se toma como referencia la moneda del país n ésimo:

$$\bar{e}_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} \bar{e}_m \quad [5]$$

siendo:

\bar{e}_i = error de pronóstico instantáneo esperado del tipo de cambio a plazo de la moneda i .

¹² Este supuesto también parece próximo a la realidad. Véase Solnik (1974a), especialmente nota 7.

e_m = error de pronóstico medio ponderado del conjunto de las monedas. Por tanto, siendo ω_i los coeficientes de ponderación:

$$e_m = \sum_{i=1}^{n-1} \omega_i e_i = \sum_{i=1}^n \omega_i e_i$$

σ_{im} = covarianza entre las variaciones del tipo de cambio de la moneda i y e_m .

σ_m^2 = varianza de e_m .

Un aspecto importante a destacar son las características de los coeficientes de ponderación ω_i . Tal como han sido definidos anteriormente, si M es el valor de mercado de todos los activos mundiales, D_i la demanda de activos del país i —que será sólo de activos arriesgados, pues hemos supuesto que para el activo sin riesgo la demanda neta es nula— y W_i el valor de los activos poseídos por los operadores del país i :

$$\omega_i = (D_i - W_i)/M$$

Ahora bien, como:

$$\sum_{i=1}^n (D_i - W_i) = M - M = 0$$

Entonces,

$$\sum_{i=1}^n \omega_i = 0$$

Y, por tanto, en general

$$\sum_{i=1}^{n-1} \omega_i \neq 1$$

Salvo en el caso de que $\omega_n = -1$, esto es, $D_n = 0$ y $W_n = M$, lo cual supondría que los operantes del país de referencia acaparan toda la riqueza mundial, pero la invierten íntegramente en el exterior.

Si hacemos

$$\beta_i = \sigma_{im}/\sigma_m^2$$

Entonces, [5] quedaría como:

$$\bar{e}_i = \beta_i \bar{e}_m \quad [6]$$

Con lo cual podemos afirmar que el sesgo esperado en el tipo de cambio a plazo de una divisa es igual a una suma ponderada de los errores de pronóstico esperados para todas las monedas multiplicada por el «coeficiente de riesgo sistemático» de la divisa en cuestión.

Ahora bien, si en [6] sustituimos valores esperados por la media de los valores observados en un cierto intervalo de tiempo, podemos contrastar dicha expresión mediante una regresión lineal de tipo cross-sectional:

$$\bar{e}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + u_i \quad [7]$$

De forma que γ_0 no debe ser significativamente distinto de cero, y $\gamma_1 \approx \bar{e}_m$.

4. Los datos

El conjunto básico de datos se encuentra en las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional, en concreto el Suplemento número 9 sobre tipos de cambio¹³. De él hemos obtenido las primas o descuentos trimestrales a plazo, entre julio de 1973 y diciembre de 1984, para 14 monedas con respecto al dólar USA, así como las variaciones trimestrales subsiguientes en los tipos de cambio al contado, y en consecuencia, los errores de pronóstico de los tipos de cambio a plazo.

En total se ha dispuesto de 46 observaciones de e_{it} para cada moneda. Debe señalarse que Roll y Solnik (1977) emplearon variaciones mensuales, entre junio de 1971 y enero de 1975, únicamente para siete monedas más la de referencia y aproximaron las primas a plazo mensuales a partir de las trimestrales.

Como aproximación a las ω_i de la «cartera de mercado» hemos escogido las proporciones que cada moneda mantiene en el índice del tipo de cambio efectivo nominal del dólar USA, según el modelo MERM¹⁴. Estas proporciones representan el efecto sobre la balanza comercial USA de una variación en un 1 por 100 del tipo de cambio de cada moneda. Suponemos, pues, que sólo existe un país inversor neto (USA) y que el tamaño de la inversión en cada país es proporcional al volumen de los flujos comerciales con el mismo, lo cual no parece, *a priori*, excesivamente alejado de la realidad¹⁵.

Por tanto,

$$\begin{aligned} \omega_i &> 0 & (i = 1, 2, \dots, n - 1) \\ \sum_{i=1}^{n-1} \omega_i &= 1 \end{aligned}$$

Lo cual, como se ha mencionado anteriormente, implicaría que USA poseyese toda la riqueza mundial, y la invirtiese totalmente en otros países. Pero esta elección de valores para ω_i no modifica el resultado final. En efecto, suponga-

¹³ Véase IMF (1985).

¹⁴ IMF, *op. cit.*, pág. 10.

¹⁵ Roll y Solnik (1977) aplican iguales ponderaciones a todas las monedas, lo cual parece menos realista que nuestra suposición.

mos que efectivamente USA es el único país inversor neto, pero sólo invierte una fracción K del valor total de los activos mundiales. Podemos definir, entonces, las «verdaderas» ω'_i , tal que

$$\omega'_i = \omega_i/K$$

Y, por tanto:

$$\begin{aligned} e'_m &= e_m/K \\ \sigma'_{im} &= \sigma_{im}/K \\ \sigma'^2_m &= \sigma^2_m/K^2 \\ \beta'_i &= \sigma'_{im}/\sigma'^2_m = K\beta_i \end{aligned}$$

Ahora bien, el premio esperado por riesgo sistemático alcanzará el mismo valor que antes, puesto que:

$$\bar{e}'_i = \beta'_i \bar{e}'_m = K\beta_i \bar{e}_m/K = \beta_i \bar{e}_m$$

5. Estimación de β_i

Los «coeficientes de volatilidad» o de «riesgo sistemático» correspondientes a las diferentes monedas se han calculado mediante regresiones del tipo

$$c_i = \alpha_i + \beta_i c_m + \varepsilon_i \quad [8]$$

siendo c_i la tasa de variación trimestral del tipo de cambio al contado para la moneda correspondiente, esto es:

$$\begin{aligned} c_{it} &= \frac{C_{it} - C_{it-1}}{C_{it-1}} \\ c_m &= \sum_{i=1}^{n-1} \omega_i c_i \end{aligned}$$

La significatividad estadística de los β_i estimados será un indicador de la existencia de riesgo sistemático para las diferentes monedas.

En el cuadro 1 aparecen los resultados de aplicar la regresión [8] a cada una de las 14 monedas consideradas, a lo largo del período completo. Con respecto a α_i , sólo se han incluido los valores estimados cuando pudieran tener alguna significación estadística.

En cuanto a los coeficientes de volatilidad, puede observarse la alta significación estadística de todos ellos, salvo en el caso de Canadá. Esto implica la

ausencia de riesgo sistemático en la moneda canadiense con respecto al dólar USA, lo cual no resulta sorprendente dada la fuerte interpenetración de las economías de ambos países¹⁶.

Debe señalarse que, en las regresiones correspondientes a Japón, España, Suecia y Reino Unido (indicados con un asterisco), se ha considerado conveniente añadir variables ficticias para aislar los efectos de algunas alteraciones bruscas en los tipos de cambio, debidas básicamente a modificaciones repentinas en la intervención de las autoridades monetarias¹⁷. De esta forma, las estimaciones de α_i y β_i no son distorsionadas por acontecimientos aislados. Consecuentemente, en estos casos los coeficientes de determinación han sido ajustados para tener en cuenta la existencia de varias variables explicativas.

Hechas estas salvedades, los resultados en general pueden ser considerados satisfactorios y coherentes: los coeficientes de determinación son todos altos —del 50 por 100 o superiores— salvo, claro está, el correspondiente a Canadá. En cuanto a los valores de β_i , monedas con un «riesgo sistemático» relativamente bajo son las de Reino Unido, España y Finlandia. En el primer caso, resulta lógico suponer que las intensas relaciones económicas entre Estados Unidos y Gran Bretaña propicien un bajo nivel de riesgo para la moneda británica. En los otros dos, la baja volatilidad tal vez sea mejor explicada por la intervención consciente de las autoridades monetarias, al procurar que las oscilaciones de sus monedas con respecto al dólar USA no fuesen muy fuertes. Así, en el caso de España, resulta sobradamente conocido que, al menos durante la primera mitad del período considerado, existió una clara política de mantenimiento de la paridad en relación a la moneda norteamericana.

Por otra parte, existe un grupo de países (Austria, Bélgica, Dinamarca, Alemania y Holanda) cuyos β_i presentan valores muy próximos (entre 1,35 y 1,49 todos ellos), correspondiendo a monedas dentro de la «órbita del marco alemán». Resaltemos el curioso caso de Austria, país no perteneciente a la CEE ni al Sistema Monetario Europeo, pero claramente incluida dentro de este grupo, mientras que las monedas de Francia y Gran Bretaña, participante la primera en ambos organismos, y la segunda en el primero de ellos, presentan volatilidades claramente diferenciadas.

Como último comentario a este cuadro, señalaremos que los valores del estadístico Durbin-Watson indican ausencia de autocorrelación en los residuos, salvo una autocorrelación significativa de signo positivo en la moneda japonesa —fuertemente intervenida— y los casos de España, Suecia y Reino Unido, con test indeciso, en que tal vez la intervención de las autoridades monetarias pueda explicar asimismo este resultado.

Ahora bien, tal vez sea demasiado aventurado suponer la constancia en el riesgo sistemático de cada moneda a lo largo de un intervalo temporal tan

¹⁶ Roll y Solnik, *op. cit.*, obtuvieron un resultado semejante.

¹⁷ Así, en el caso de España se han empleado variables ficticias para separar los efectos de las «devaluaciones» de 1976, 1977 y 1982.

amplio, dentro del cual se han producido algunos dramáticos cambios de coyuntura en los mercados de cambios¹⁸. Por ello, se han recalculado los coeficientes de la regresión considerando dos subperíodos: por una parte, el comprendido entre el tercer trimestre de 1973 y el último trimestre de 1978, caracterizado por una depreciación del dólar USA; y por otra, el que abarca desde principios de 1979 hasta final de 1984, que contempla una fuerte —aunque altamente volátil— apreciación de la moneda norteamericana.

CUADRO 1
Coeficientes de la regresión sobre c_m para la serie completa
(Período III-1973 a IV-1984)

Moneda	α_i	(Est. t)	β_i	(Est. t)	R^2	F	DW
AUS.	0,0078	1,9	1,4276	12,71	0,79	161,62	1,92
BEL.	—	—	1,4959	12,70	0,79	161,29	2,01
CAN.	—	—	0,0073	0,07	0,0001	4,84	2,28
DIN.	—	—	1,3592	13,80	0,81	190,35	1,88
FIN.	—	—	0,7687	6,14	0,46	37,72	2,04
FRA.	-0,0081	-1,77	1,2341	9,83	0,69	96,72	2,04
ALE.	—	—	1,4364	13,00	0,79	168,90	2
*JAP.	0,0092	1,92	1,1608	8,68	0,69	48,48	1,1
HOL.	—	—	1,3951	11,54	0,75	133,12	2,09
NOR.	—	—	1,0397	9,43	0,67	88,90	1,86
*ESP.	-0,0084	-1,68	0,8815	6,45	0,63	19,66	1,37
*SUE.	—	—	1,0640	9,42	0,69	36,61	1,38
SUI	0,0168	2,81	1,6246	9,87	0,70	95,51	2,27
*UK.	—	—	0,9797	6,35	0,48	20,56	1,41

El cuadro 2 presenta los resultados para el primer subperíodo, el cual contiene 22 observaciones para cada moneda. Como en el cuadro anterior, todos los β_i son significativos, excepto para el dólar canadiense. Los coeficientes de determinación son también altos. En el caso de España, se han empleado variables ficticias.

Como en el período completo, las volatilidades más bajas corresponden a Finlandia, Reino Unido y España. Para este último país el valor del coeficiente es inferior al del período completo, indicando tal vez una política de mayor vinculación al dólar en este primer subperíodo por parte de las autoridades monetarias.

También resulta interesante constatar que en este subperíodo existe asimismo el «área del marco alemán», con volatilidades muy próximas en el mismo grupo de países, aunque de valores superiores a los del primer cuadro. En general, salvo tres casos —Francia, Japón y España— los valores de los coeficientes son superiores en este caso, indicando, desde la perspectiva del dólar USA, un más alto riesgo sistemático de las distintas monedas.

¹⁸ También es factible suponer que a lo largo del período completo se hayan alterado los valores de las ω_i . Este problema es comentado más adelante.

CUADRO 2
 Coeficientes de la regresión sobre c_m para el período
 III-1973 a IV-1978

Moneda	α_i	(Est. t)	β_i	(Est. t)	R^2	F	DW
AUS.	—	—	1,6980	9,12	0,81	83,11	1,75
BEL.	—	—	1,7800	9,02	0,80	81,33	1,75
CAN.	—	—	-0,1742	-1,04	0,05	1,09	1,64
DIN.	—	—	1,5563	9,15	0,81	83,71	1,39
FIN.	—	—	1,0066	4,27	0,48	18,23	1,93
FRA.	—	—	1,1777	4,71	0,53	22,20	1,58
ALE.	—	—	1,8347	10,44	0,85	109,03	1,99
JAP.	—	—	1,1296	4,47	0,50	19,96	1,26
HOL.	—	—	1,6085	7,56	0,74	53,13	1,81
NOR.	—	—	1,3173	5,99	0,64	35,86	1,33
*ESP.	—	—	0,6474	3,14	0,78	24,34	2,09
SUE.	—	—	1,4428	5,74	0,62	32,99	0,98
SUI.	0,0204	1,94	1,8962	4,92	0,55	24,53	2,58
UK.	-0,0153	2,01	1,0957	3,96	0,44	15,68	1,67

Por otra parte, los valores del estadístico Durbin-Watson indican autocorrelación positiva de los residuos en el caso de Suecia, y asimismo —aunque el test resulta indeciso— una posible autocorrelación positiva para Dinamarca, Japón y Noruega, y negativa para Suiza.

En el cuadro 3 se incluyen los resultados del segundo subperíodo, 1979-1984, que comprende 24 observaciones. Para España, Suecia y Reino Unido se han utilizado variables ficticias.

Las principales diferencias con el cuadro anterior son: por una parte, una disminución generalizada del valor de los β_i —con las excepciones ya mencionadas—, indicando una posible disminución del riesgo sistemático de las mone-

CUADRO 3
 Coeficientes de la regresión sobre c_m para el período
 I-1979 a IV-1984

Moneda	α_i	(Est. t)	β_i	(Est. t)	R^2	F	DW
AUS.	—	—	1,2964	8,29	0,76	78,73	1,74
BEL.	—	—	1,3169	8,28	0,76	68,62	2,06
CAN.	—	—	0,1146	0,75	0,03	0,56	2,66
DIN.	—	—	1,2307	9,25	0,80	85,86	2,07
FIN.	—	—	0,6650	4,08	0,43	16,65	1,88
FRA.	—	—	1,2310	7,72	0,73	59,66	2,46
ALE.	—	—	1,2470	8,38	0,76	70,25	1,65
JAP.	0,0154	1,98	1,3234	7,33	0,71	53,73	0,98
HOL.	—	—	1,2682	7,71	0,72	59,48	2,13
NOR.	—	—	0,8916	6,83	0,68	46,62	2,02
*ESP.	-0,0186	2,24	0,8255	4,24	0,47	10,24	1,12
*SUE.	—	—	0,9390	9,90	0,79	38,40	1,52
SUI.	—	—	1,4342	9,27	0,80	86,00	1,48
*UK.	—	—	1,0755	5,18	0,55	13,69	1,45

das; por otra, la inclusión de Francia en la órbita del marco alemán, debido a la creación del Sistema Monetario Europeo; y por último, las autocorrelaciones positivas de los residuos en los casos de Japón y España, junto a las posibles autocorrelaciones positivas de Suecia, Suiza y Reino Unido, y negativa de Canadá.

6. Análisis cross-seccional

Una vez estimados los coeficientes β_i , podemos realizar una regresión del tipo [7], considerando como variable dependiente el valor medio del sesgo a plazo a lo largo de un período. De esta forma obtendríamos una estimación de lo que podemos denominar la «línea del mercado de cambios».

Pero también puede interesarnos averiguar si el sesgo de una moneda está relacionado más bien con su riesgo «no sistemático». Tomando como medida de éste la desviación típica de ε_i en la expresión [8], podemos plantear una nueva regresión:

$$\bar{\varepsilon}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 \sigma(\varepsilon_i) + U_i \quad [9]$$

en la que γ_0 y γ_2 no deberán ser significativamente distintos de cero.

El cuadro 4 recoge los resultados obtenidos al aplicar [9] y [7] tanto a los valores del período completo como a los dos subperíodos ya considerados. Entre paréntesis figuran los valores del estadístico t para cada estimación. En la primera columna se indican los valores de $\bar{\varepsilon}_m$ a los que, según el modelo, deberían aproximarse los γ_1 correspondientes.

CUADRO 4
Regresiones de $\bar{\varepsilon}_i$ sobre β_i y $\sigma(\varepsilon_i)$.
Mínimos cuadrados ordinarios

	$\bar{\varepsilon}_m$	γ_0	γ_1	γ_2	R^2 ajust.	F
Serie completa	—	0,0015	-0,0024	-0,2125	0,02	0,58
		(0,1568)	(-0,6943)	(-0,6518)		
		-0,0042	-0,0029	—	0,06	0,77
		(-1,0803)	(-0,8786)	—		
Período III-73 a IV-78	0,007	-0,001	0,0091	0,0554	0,29	2,86
		(-0,1041)	(2,2635)	(0,1775)		
		0,0004	0,0093	—	0,34	6,19
		(0,0736)	(2,4877)	—		
Período I-79 a IV-84	-0,002	-0,0143	-0,016	0,2211	0,46	5,58
		(-1,2809)	(-3,3264)	(0,6327)		
		-0,0081	-0,0157	—	0,49	11,32
		(-1,5533)	(-3,3653)	—		

En las dos primeras filas aparecen las estimaciones para el período completo. Como puede comprobarse, su significación estadística resulta muy escasa, por lo que, aparentemente, deberíamos rechazar la capacidad explicativa del modelo. Ahora bien, antes de apresurarnos a realizar afirmaciones contundentes debemos tener en cuenta dos circunstancias: la primera es que, en este caso, los valores de la variable dependiente son todos muy pequeños —en valor absoluto— y negativos, por lo que tal vez estemos forzando excesivamente la capacidad de este método estadístico para discernir correlaciones; la segunda es que, como ya indicamos anteriormente, el total período de observación puede dividirse en dos épocas claramente diferenciadas, caracterizadas la una por la depreciación y la otra por la apreciación del dólar USA, lo cual sugiere la conveniencia de realizar análisis separados para cada una de ellas.

Así, en las filas tercera y cuarta se reflejan los resultados correspondientes al primer subperíodo. La significación estadística de γ_1 es ahora alta, especialmente en la segunda regresión, y el coeficiente de determinación es relativamente alto. Por otra parte, el valor estimado de γ_1 se encuentra bastante próximo al de $\bar{\epsilon}_m$. Además, los valores de γ_0 no son significativamente distintos de cero. En consecuencia, el modelo parece explicar al menos una parte importante de los sesgos medios a plazo existentes en las diferentes monedas durante este período.

Las dos últimas filas corresponden al segundo subperíodo. Como puede comprobarse, la significación estadística de γ_1 es incluso mejor que en el anterior subperíodo, confirmando la bondad al menos parcial, del modelo.

Ahora bien, estas regresiones tienen un «error en las variables», pues las variables (β_i) son estimaciones. Si suponemos que el error de estimación de β_i mediante series temporales es independiente cross-seccionalmente de su verdadero valor, podemos eliminar el error obteniendo estimaciones «corregidas» de estas variables y recalculando las regresiones¹⁹.

El cuadro 5 refleja los resultados de realizar esta corrección sobre las regresiones [7]. Como puede observarse, los valores de γ_0 y γ_1 son casi idénticos a los del cuadro anterior, por lo que el «error en las variables» no parece ser importante.

CUADRO 5
Regresiones de $\bar{\epsilon}_i$ sobre β_i (corregido)

	γ_0	γ_1	R^2	F
Serie completa	-0,0042 (-1,082)	-0,0029 (-0,8756)	0,06	0,77
Período III-73 a IV-78	0,0007 (0,1448)	0,0092 (2,5543)	0,35	6,52
Período I-79 a II-84	-0,0081 (-1,5482)	-0,0159 (-3,3762)	0,49	11,4

¹⁹ Roll y Solnik, *op. cit.*, págs. 172-174.

En el gráfico 1 se representa la relación entre rentabilidad (\bar{e}_i) y riesgo sistemático (β_i , no corregidos) para las diferentes monedas en el primer subperíodo. La recta continua indica el resultado de la regresión [7], lo que podríamos denominar «línea empírica del mercado de cambios». La recta discontinua manifiesta la situación en que $\bar{e}_i = 0$ para $\beta_i = 0$, y $\bar{e}_i = \bar{e}_m$ para $\beta_i = 1$, definiendo, en consecuencia, la «línea teórica del mercado de cambios»²⁰. Como hemos indicado anteriormente, ambas líneas no difieren significativamente. Podemos considerar como «eficientes» los mercados de las monedas cuya relación rentabilidad-riesgo esté próxima a la franja delimitada por estas líneas, e «ineficientes» a los demás. Por ejemplo, en este subperíodo parece resultar que las monedas de España, Finlandia y Dinamarca gozaron de una rentabilidad media bastante superior a la que debería corresponder según su riesgo sistemático, mientras que la libra esterlina y el yen aparecen como comparativamente poco rentables.

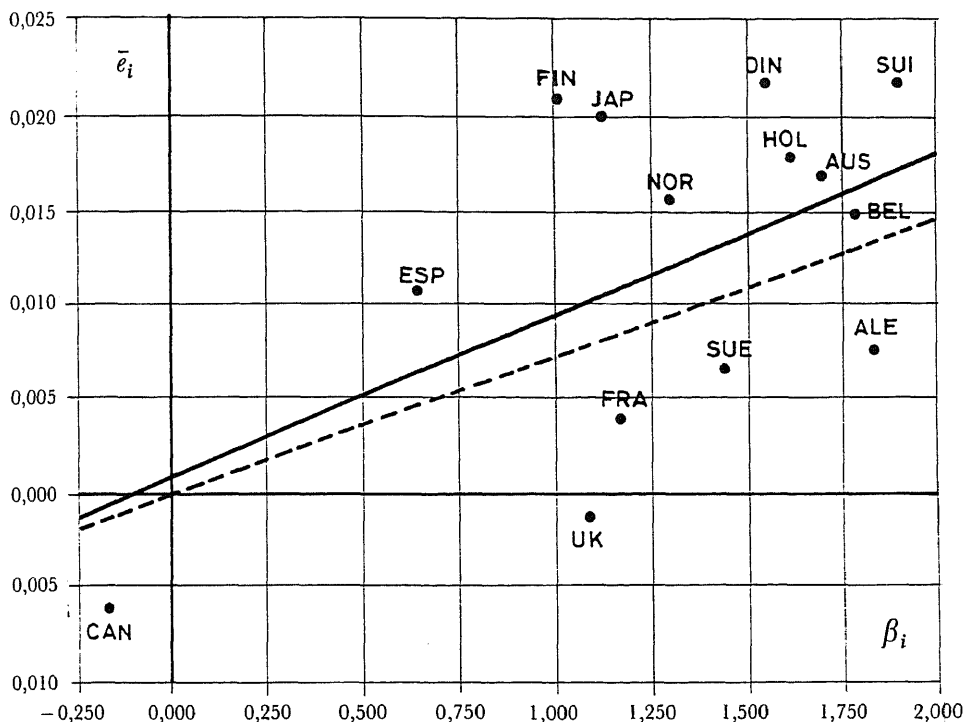


Gráfico 1. Rentabilidad y riesgo para diferentes monedas (período III-73 a IV-78).

En el gráfico 2 aparecen las mismas relaciones referidas al segundo subperíodo. Puede parecer chocante la estructura «inversa» de la figura con respecto a las representaciones tradicionales, pues en este caso corresponde a *más* riesgo, *menos* rentabilidad (o propiamente, *más* rentabilidad negativa). Esta configuración debe su origen a la forma en que se ha construido la «cartera de mercado»,

²⁰ Siempre que el rendimiento *ex post* de la «cartera de mercado de monedas» coincida con su valor esperado *ex ante*.

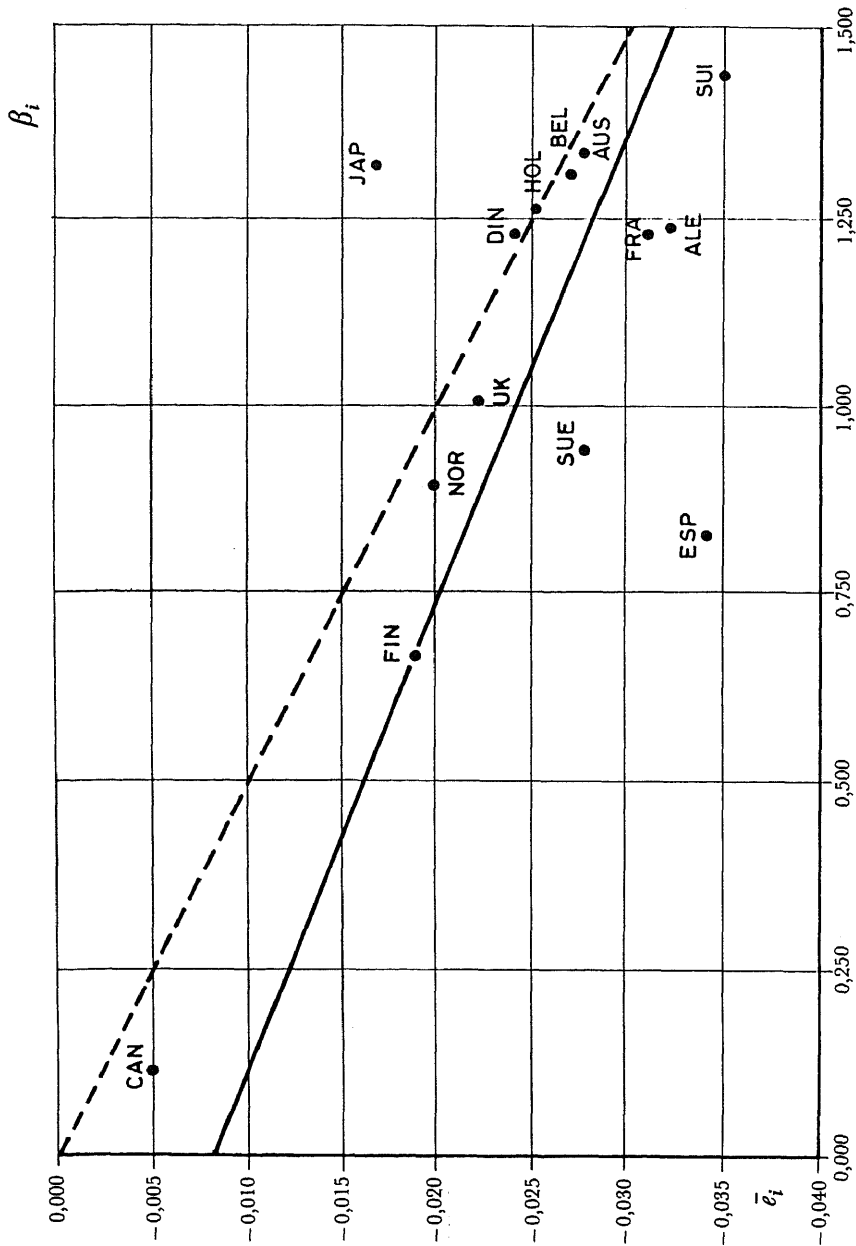


Gráfico 2. Rentabilidad y riesgo para diferentes monedas (período I-79 a IV-84).

pues suponemos endeudamiento neto en dólares USA e inversión neta en el resto de las monedas. Como consecuencia, si el dólar se aprecia con respecto al conjunto de las demás monedas, la «línea del mercado de cambios» tiene pendiente negativa. El comportamiento racional de quien anticipase la apreciación del dólar en esta época consistiría en invertir el comportamiento del período anterior, esto es, endeudarse en el resto de las monedas e invertir en la divisa norteamericana, obteniendo de este modo una rentabilidad neta positiva. Existe evidencia de que esto realmente ocurrió, al menos en parte.

Una vez aclarada la dificultad, puede observarse en el gráfico que la mayoría de las monedas se encuentran muy cercanas a las «líneas de mercado», lo cual indica una mayor aproximación a la eficiencia con respecto al período precedente. Destacan, sin embargo, los casos de la peseta —el endeudamiento en esta moneda hubiera tenido una rentabilidad muy superior a la correspondiente según el riesgo asumido— y el yen, con comportamiento contrario al anterior.

7. Conclusiones

Recapitulando, los resultados obtenidos manifiestan como plausible la posibilidad de que los sesgos observados en la capacidad predictiva del tipo de cambio a plazo, relativamente estables a lo largo de períodos suficientemente prolongados, correspondan, al menos parcialmente, a un premio que el mercado de cambios otorga por asumir un riesgo de cambio «real» con un componente sistemático, y por tanto, no diversificable.

La determinación de ese «premio» puede permitirnos discriminar las monedas «ineficientes», esto es, aquellas cuyo sesgo observado sea muy superior o muy inferior a su premio teórico, y buscar las causas posibles de tal ineficiencia.

Asumiendo las críticas formuladas sobre la contrastabilidad empírica de los modelos tipo CAPM, no afirmamos que nuestros resultados constituyan un «contraste» del modelo utilizado. Es muy posible que otros métodos lleguen a modelizar de forma más satisfactoria el premio por riesgo sistemático. ¡Incluso puede suceder, siguiendo a Ross, que nuestro trabajo constituya un contraste de un modelo APT con un solo factor!²¹. Pero, en cualquier caso, no parece prudente despreciar la evidencia aquí presentada.

Referencias

- Adler, M., y Dumas, B. (1983): «International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis», *The Journal of Finance*, núm. 3, vol. 37, págs. 925-984, junio.
- Baillie, R. T., y McMahon, P. C. (1986): «Contrastación de la hipótesis de las expectativas eficientes no sesgadas en el mercado a futuros de divisas y cuantificación de los efectos de la nueva información», *Información Comercial Española*, núm. 639, págs. 91-100, noviembre.

²¹ Véase Ross (1978), pág. 894, nota 11. No obstante, como ya se ha mencionado, la contrastabilidad empírica de los modelos tipo APT se halla limitada, en nuestro caso, por el número de activos requeridos.

- Bilson J. F. O. (1981): «The “speculative efficiency” hypothesis», *Journal of Business*, vol. 54, págs. 435-451, julio.
- Cho, D. Ch.; Eun, Ch. S., y Senbet, L. W. (1986): «International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation», *The Journal of Finance*, núm. 2, vol. 41, págs. 313-329, junio.
- Cornell, B. (1977): «Spot rates, forward rates and exchange market efficiency», *Journal of Business Economics*, núm. 1, vol. 5, págs. 55-65, agosto.
- Cumby, R. E., y Obstfeld, M. (1981): «A Note of Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis», *The Journal of Finance*, vol. 36, págs. 697-704, junio.
- Dybvig, P., y Ross, J. (1985): «Yes, the APT is Testable», *The Journal of Finance*, vol. 40, págs. 1173-1188, septiembre.
- Gámez Amián, C. (1985): «Expectativas racionales y eficiencia del mercado de divisas a plazo de la peseta», *Cuadernos de Economía*, núm. 38, vol. 13, págs. 455-476, septiembre-diciembre.
- Geweke, J., y Feige, E. (1979): «Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange», *The Review of Economics and Statistics*, núm. 3, vol. 61, págs. 334-341, agosto.
- Grauer, F. L. A.; Litzenberger, R. H., y Stehele, R. E. (1976): «Sharing Rules and Equilibrium in an International Capital Market under Uncertainty», *Journal of Financial Economics*, núm. 3, vol. 3, págs. 233-256.
- Grinblatt, M., y Titman, S. (1987): «The Relation between Mean-Variance Efficiency and Arbitrage Pricing», *Journal of Business*, núm. 1, vol. 60, págs. 97-112.
- 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. 5, vol. 88, págs. 829-853, octubre.
- Hansen, L. P., y Hodrick, R. J. (1983): «Risk averse speculation in the forward foreign exchange market: An econometric analysis of linear models», en *Exchange rates and international macroeconomics*, Frenkel, J. A. (ed.), University of Chicago Press, Chicago (Ill).
- I.M.F. (1985): «International Financial Statistics. Supplement on Exchange Rates», *Suplement Series*, núm. 9, *International Monetary Fund*.
- Kouri, P. J. K. (1977): «International Investment and Interest Rate Linkages Under Flexible Exchange Rates», en *The Political Economy of Monetary Reform*, Aliber, R. Z. (ed.), Macmillan & Co., Londres.
- Krasker, W. S. (1980): «The “Peso Problem” in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets», *Journal of Monetary Economics*, núm. 2, vol. 6, págs. 269-276, abril.
- Lafuente Féliz, A. (1979): «Una nota sobre la previsión a corto plazo de los tipos de cambio», *Boletín de Estudios Económicos*, núm. 106, vol. 34, págs. 177-183, abril.
- Levich, R. M. (1978): «Further Results on the Efficiency of Markets for Foreign Exchange», en *Managed Exchange Rate Flexibility: The Recent Experience*, Federal Reserve Bank of Boston, Boston (Mass.).
- Lorenzo, C., y Ridruejo, Z. J. (1986): «Regulación, ineficiencia y especulación en el mercado de cambios. La experiencia española de una década», *Información Comercial Española*, núm. 632, págs. 163-176, abril.
- Macdonald, R. (1983): «Some tests of the rational expectations hypothesis in the foreign exchange market», *Scottish Journal of Political Economy*, núm. 3, vol. 30, págs. 235-250, noviembre.
- Mark, N. C. (1985): «On time varying risk premia in the foreign exchange market. An econometric analysis», *Journal of Monetary Economics*, núm. 1, vol. 16, págs. 3-18.
- Ridruejo, Z. J. (1985): «Análisis de la eficiencia del mercado de cambios “forward”: el caso español (1977-1981)», *Investigaciones Económicas*, núm. 26, págs. 39-87, enero-abril.
- Rodríguez Castellanos, A. (1986a): «Previsión y eficiencia en el mercado de cambios: la relación dólar/peseta», *Cuadernos de Gestión*, núm. 2, págs. 49-77, enero.
- Rodríguez Castellanos, A. (1986b): «Eficiencia y sesgos en el mercado de cambios español: Un contraste sobre el período 1978-1985», Comunicación presentada a las

- I Jornadas de Economía Internacional, Valladolid, abril, de próxima publicación en el Boletín de Estudios Económicos.
- Rodríguez Castellanos, A. (1986c): «Las monedas como activos financieros. Una exploración en base al CAPM», Comunicación presentada al 2.º Congreso de Economía y Economistas de España, Bilbao, noviembre.
- Rodríguez Castellanos, A. (1988): «Eficiencia, procesamiento de la información y premio por riesgo en los mercados de cambios: una revisión», *Cuadernos de Gestión*, núm. 5, págs. 49-67, enero.
- Roll, R. (1977): «A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, Part I: On Past and Potential Testability of the Theory», *Journal of Financial Economics*, vol. 4, págs. 129-176, marzo.
- Ross, S. A. (1976): «The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing», *Journal of Economic Theory*, vol. 13, págs. 341-360, diciembre.
- Ross, S. A. (1978): «The Current Status of the Capital asset Pricing Model (CAPM)», *The Journal of Finance*, núm. 3, vol. 33, págs. 885-901, junio.
- Rubio Irigoyen, G. (1986): «La crítica de Roll y la solución de Shanken: una aplicación al caso español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, núm. 50, vol. 15, págs. 379-393, mayo-agosto.
- Sercu, P. (1980): «A Generalization of the International Asset Pricing Model», *Revue de l'Association Française de Finance*, vol. 1, págs. 91-135, junio.
- Shanken, J. (1982): «The Arbitrage Price Theory: Is it Testable?», *The Journal of Finance*, vol. 27, págs. 1129-1140, diciembre.
- Sharp, P. A. (1985): «Determinants of forward exchange risk premia in efficient markets», en *Exchange Rates, Trade and the U.S. Economy* Arndt, S. W.; Sweeney, R. J., y Willett, T. D. (eds.) Balliger, Cambridge (Mass.).
- Soldevilla García, E. (1986): «Análisis de Carteras de Divisas», *Cuadernos de Gestión*, núm. 3, págs. 4-27, septiembre.
- Solnik, B. H. (1974a): «The International Pricing of Risk: An Empirical Investigation of the World Capital Market Structure», *The Journal of Finance*, núm. 2, vol. 29, págs. 365-378, mayo.
- Solnik, B. H. (1974b): «An equilibrium model of the International Capital Market», *Journal of Economic Theory*, vol. 8, págs. 500-524, agosto.
- Solnik, B. H. (1978): «International Parity Conditions and Exchange Risk», *The Journal of Banking and Finance*, vol. 2, págs. 281-293, octubre.
- Solnik, B. H. (1983): «International Arbitrage Pricing Theory», *The Journal of Finance*, núm. 2, vol. 38, págs. 449-457, mayo.
- Solnik, B. H., y Roll, R. (1977): «A Pure Foreign Exchange Asset Pricing Model», *Journal of International Economics*, vol. 7, págs. 161-179, mayo.
- Stulz, R. M. (1981): «A Model of International Asset Pricing», *Journal of Financial Economics*, vol. 9, págs. 383-406, diciembre.

Abstract

This paper explores the relevance of financial valuation models to explain the bias between forward and subsequent spot foreign exchange rates as a premium; for systematic real exchange risk. To this end, a CAPM —type model is applied to the data about exchange rates provided by the IMF International Financial Statistics.

*Recepción del original, noviembre de 1987.
Versión final, marzo de 1987.*