

# SELECCION DE CARTERA Y PRIMA DE RIESGO VARIABLE: ESTIMACION DE UN MODELO ARCH (\*)

Dulce Contreras, Eugenio Miravete y Vicente Orts  
Departamento de Análisis Económico, Universitat de València

*Resumen* El objetivo de nuestro trabajo es analizar el comportamiento de la paridad de interés no cubierta, la eventual existencia de primas de riesgo y sus determinantes. Nuestro enfoque se basa en modelizar la prima de riesgo según el modelo de selección de cartera. Como aplicación econométrica nos ocupamos de la relación entre nuestros activos, emitidos en pesetas, y los de Estados Unidos, en dólares, utilizando datos trimestrales para el período 1973-1986. Adicionalmente, con el objetivo de captar las posibles revisiones en el mecanismo de formación de expectativas y las variaciones en el riesgo asociado a los distintos activos, vamos a utilizar los modelos ARCH que permiten incorporar los efectos de variaciones en la información disponible.

*Abstract* The aim of this paper is to analyze the behavior of the uncovered interest parity, the possible existence of risk premium and its causes. We modelize the risk premium according to the portfolio selection model. As an econometric application we work out the relationship between Spanish assets (in pts) and those of USA (in dollars) with quarterly data for 1973-1986. In addition, as a way to include the effects of information improvements, we use ARCH models to capture the possible changes in the expectations mechanisms and variations on assets risk.

## 1. INTRODUCCION

El objetivo de nuestro trabajo es analizar el comportamiento de la paridad de interés no cubierta, la eventual existencia de primas de riesgo y sus determinantes. El incumplimiento de la paridad de interés posibilita la existencia de una prima de riesgo a favor de uno de los activos. Así, estudiaremos si los activos nacionales y extranjeros son perfecta o imperfectamente sustitutivos y, por tanto, si existe o no, y en su caso de que dependen, las posibles primas de riesgo que bloquean la igualdad sistemática de los diferenciales de interés con la expectativa de variación del tipo de cambio. Como aplicación econométrica nos ocupamos de la relación entre nuestros activos, emitidos en pesetas, y los de Estados Unidos, en dólares.

La existencia de primas de riesgo puede estar causada por cualquier aspecto diferenciador relevante entre los países donde se emite cada uno de los activos. Así, por ejemplo, el marco jurídico que caracteriza a cada uno de los países puede permitir que cada uno de ellos se encuentre sujeto a diferentes regulaciones gubernamentales, a distintas estructuras impositivas, riesgo de impago o riesgo político, que justificarían las diferencias de rendimiento entre los activos emitidos en cada país. En defini-

---

(\*) Los autores desean agradecer el apoyo financiero recibido del Institut Valencià d'Economia (IVEI) y los comentarios y sugerencias efectuados por J. J. Dolado y T. Pérez Amaral a una versión preliminar publicada en la serie *Paper de Treball* (n.º 6, 1989) del IVEI.

tiva, cualquier regulación gubernamental que difiera de la del resto de los países en aspectos como la liquidez de sus activos o en las directrices de política económica (cuestionen éstas o no su credibilidad) introducen un sesgo en favor o en contra de sus propios activos. Todo este comportamiento diferenciador y otras prácticas es lo que Aliber (1973) incluye en el término «riesgo político» y que justifica que los individuos no consideren los activos como perfectamente sustitutivos. Además, como la rentabilidad esperada de los activos extranjeros depende de las expectativas de depreciación de la moneda nacional, aparece un elemento adicional en la posible prima de riesgo, lo que Aliber (1973) denomina riesgo de cambio y que estaría asociado a la incertidumbre que rodea la evolución futura de los tipos de cambio.

Contrastando la hipótesis de normalidad de los residuos que igualarían la rentabilidad esperada de activos nacionales y extranjeros, constatamos que existe una evidencia empírica compatible con la existencia de una prima de riesgo y tratamos de delimitar cómo se comporta.

Si existiese una prima de riesgo constante, los activos mantendrían una diferencia de rendimiento que se podría considerar bastante estable a lo largo del tiempo. Esto sólo sería posible si los elementos causantes del «riesgo político» y de cambio permaneciesen inalterados o en todo caso comparativamente semejantes: si en el período de estudio se redujeran a la mitad los impuestos sobre el rendimiento del capital mobiliario en todos los países considerados, como consecuencia de una política coordinada para lograr una mayor integración de los mercados financieros, las diferencias relativas de presión fiscal se mantendrían. A través de este razonamiento puede intuirse una justificación de la variabilidad de la prima de riesgo que más adelante revelará toda su importancia. Si consideramos que las preferencias de los individuos están dadas —lo que parece razonable a medio plazo con el tipo de activos que trabajamos—, son los cambios en las condiciones imperantes en los mercados de capitales los que explican el comportamiento de los agentes y la existencia de primas de riesgo variables. Continuas innovaciones financieras, a nivel nacional e internacional, en un proceso de integración económica y financiera, hacen posible que los individuos se equivoquen si se basan exclusivamente en el pasado para formar sus expectativas, a la vez que hacen más difícil que estas expectativas sean racionales, puesto que se carece de la información suficiente para aproximar los efectos de cualquier innovación. Los mercados financieros están caracterizados por la incertidumbre ya que los agentes desconocen, por definición, los cambios futuros en el conjunto de información disponible que condiciona sus expectativas.

Podemos considerar que la prima de riesgo se divide en dos componentes, uno sistemático y otro no sistemático. Para explicar el comportamiento del componente «sistemático» acudimos al modelo de selección de cartera y lo relacionamos con variables como la demanda de activos en pesetas, la riqueza financiera española, la estadounidense o la riqueza mundial. Si el componente sistemático fuese importante sobre la totalidad de la prima de riesgo y consiguiéramos captar correctamente el proceso generador de los datos, habríamos resuelto satisfactoriamente nuestro objetivo. Si no es así, tendremos que concluir que son otro tipo de variables las que explican la variabilidad de la prima de riesgo.

Efectivamente, esta es nuestra conclusión: domina el componente no sistemático de la prima de riesgo y son las noticias —entendidas como el aumento en el conjunto de información disponible por parte de los agentes— el elemento clave. Los individuos conforman sus expectativas y la prima de riesgo a partir de la estructura de los errores de predicción pasados; podríamos decir que “aprenden del pasado”. Es este proceso de aprendizaje lo que permite procesar de alguna forma la nueva información. No todas las noticias van a tener, por tanto, el mismo efecto; los individuos reaccionarán de diferente forma si el aumento en el conjunto de información sigue ciertas regularidades que si no lo hace. En el primer caso actuarán del modo en que la experiencia pasada les indique como óptimo, mientras que en el segundo tan sólo tendrán la posibilidad de comparar con situaciones semejantes.

Con el objetivo de captar este comportamiento no sistemático de la prima de riesgo y las posibles revisiones en el mecanismo de formación de expectativas, vamos a utilizar los modelos ARCH que permiten incorporar los efectos de las innovaciones. No es de extrañar que sean modelos ARCH de orden muy pequeño los que recojan de manera más eficaz el comportamiento de los agentes. Esto indicaría que los agentes ponderan en mayor medida las innovaciones inmediatamente anteriores que las lejanas en el tiempo.

## 2. EXISTENCIA DE UNA PRIMA DE RIESGO

En un mundo donde los activos comercializados internacionalmente pudieran considerarse como perfectamente sustitutivos, los mercados de activos y de divisas fueren eficientes en el sentido de Fama (1970) y no existieran costes de transacción, necesariamente se igualarían las diferencias de interés nominal de los activos emitidos en distintas monedas con una prima o descuento sobre el tipo de cambio a plazo. Esto es lo que se conoce como la paridad cubierta de interés y que puede expresarse como:

$$i_t - i_t^* = f_t - s_t \quad [1]$$

donde  $i$  e  $i^*$  son los correspondientes tipos de interés nacional y extranjero,  $s$  el logaritmo del tipo de cambio «spot» y  $f$  el logaritmo del tipo de cambio «forward» definido para el mismo período de tiempo al que hacen referencia los tipos de interés. Se entiende fácilmente que si los agentes siguen un comportamiento racional y se encuentran en un mercado de activos informacionalmente perfecto y sin trabas a la movilidad de capital esta igualdad se ha de cumplir necesariamente puesto que evita cualquier riesgo de cambio (1).

(1) Al contrastar la validez de la paridad cubierta de interés no se exige que esta igualdad se tenga que cumplir estrictamente sino que se permite que las diferencias de rendimiento se sitúen en una banda en torno a la diferencia entre el tipo de cambio (forward) y el (spot). Esta banda está determinada por los costes de transacción inherentes a la compra y venta de activos u otro tipo de trabas a la movilidad de capital y no implica que el mercado no sea eficiente.

La paridad no cubierta de interés iguala las diferencias de interés nominal a la tasa de variación esperada del tipo de cambio,

$$i_t - i_t^* = E(s_{t+1}) - s_t = Dse \quad [2]$$

El incumplimiento de la paridad no cubierta pone en cuestión la eficiencia de los mercados de activos, sin embargo, como han señalado diferentes autores (2), este resultado puede ser perfectamente compatible con la eficiencia de los mercados si existe una prima de riesgo o trabas a la movilidad de capital (controles, costes de transacción o rigideces institucionales) (3), que abran una brecha en las expresiones de arbitraje puras.

A nivel teórico, y al margen de las trabas a la movilidad de capital, existen al menos dos tipos de fuentes de riesgo que suscitan la posible existencia de primas de riesgo en los mercados financieros internacionales. Es fácil comprobar que la paridad de interés no cubierta puede descomponerse del siguiente modo:

$$i_t - i_t^* - Dse = [i_t - i_t^* - (f_t - s_t)] + [f_t - E(s_{t+1})]$$

donde el primer término entre corchetes recoge las desviaciones de la paridad cubierta, representando lo que hemos denominado «riesgo político», mientras que el segundo recogerá el «riesgo de cambio». Es evidente que ambas condiciones de paridad (cubierta y no cubierta) coincidirán si no existe riesgo de cambio y el mercado de divisas a plazo es eficiente, esto es si  $f_t = E(s_{t+1})$ .

Si suponemos que estas expectativas son racionales y que no existe prima de riesgo, los movimientos no esperados del tipo de cambio (y, por tanto, el incumplimiento de la paridad no cubierta de interés), serán estrictamente aleatorios. Esto es, si

$$E(s_{t+1}) = s_{t+1} + v_t \quad [3]$$

donde  $v_t$  debe ser ortogonal con respecto al conjunto de información,  $I_t$ , que condiciona las expectativas (4). En particular, puesto que los errores de predicción pasados forman parte del conjunto de información,  $v_t$  debe tener media cero y no presentar correlación serial. De esta forma, la condición de paridad de interés no cubierta, junto a la hipótesis de expectativas racionales, permiten obtener la siguiente proposición:

$$i_t - i_t^* - (s_{t+1} - s_t) = v_t \quad [4]$$

(2) Ver por ejemplo Fama (1970) y Levich (1985).

(3) Ver Dooley e Isard (1980).

(4) Para que esta propiedad se cumpla es necesario que el intervalo muestral y el de predicción coincidan, como ocurre en nuestro caso. En otras circunstancias (datos con mayor frecuencia de la recogida en el intervalo de predicción) la acumulación de «noticias» afecta a las propiedades de los residuos obtenidos y la ortogonalidad no tiene por qué mantenerse. Ver al respecto la crítica de Hansen y Hodrick (1980).

donde  $v_t$  debe ser ruido blanco. Alternativamente, si los agentes son aversos al riesgo y los activos nacionales y extranjeros no son perfectamente sustitutivos, será necesaria la existencia de una prima de riesgo que les compense de la incertidumbre asociada a los rendimientos futuros esperados, por tanto

$$i_t^* - Ds_t = PR_t \quad [5]$$

donde esta prima de riesgo,  $PR_t$ , puede ser modelizada de distintas formas, en particular podemos suponer que

$$PR_t = \beta_0 + u_t \quad [6]$$

siendo  $\beta_0$  la media de la prima de riesgo y  $u_t$  un término de error (ruido blanco). Sustituyendo las ecuaciones [3] y [6] en la ecuación [5] obtenemos

$$i_t - i_t^* - (s_{t+1} - s_t) = \beta_0 + u_t + v_t \quad [7]$$

que puede contrastarse de la siguiente forma

$$i_t - i_t^* - (s_{t+1} - s_t) = \beta_0 + \delta_t \quad [8]$$

donde  $\delta_t = u_t + v_t$ . Si se emplea la paridad de interés no cubierta, y las expectativas son racionales,  $\beta_0$  tiene que ser igual a cero y  $\delta_t$  se comportaría como un ruido blanco.

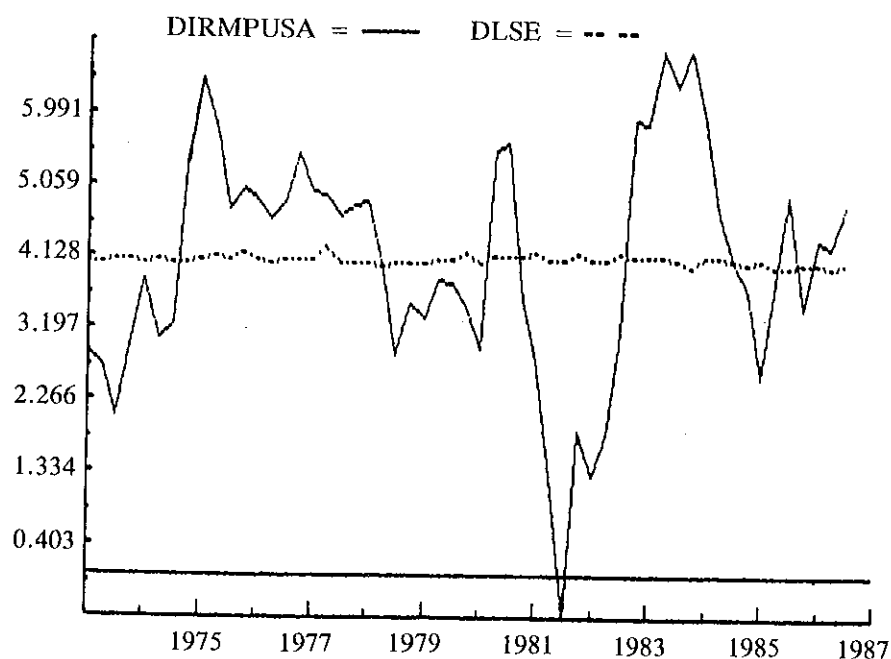
Frankel y MacArthur (1988) presentan evidencia favorable de que  $[i_t - i_t^* - (f_t - s_t)]$  tiene una magnitud significativamente distinta de cero para el caso de los activos en pesetas y en dólares, lo que les sugiere la existencia de importantes barreras a los movimientos de capital (entendiendo dichas barreras como la existencia conjunta de trabas a la movilidad de capital y de primas de riesgo). Del mismo modo, también presentan evidencia favorable a la existencia de una prima de riesgo de cambio en el mercado a plazo peseta/dólar, lo que hace que difícilmente se pueda esperar el cumplimiento sistemático de la paridad de interés no cubierta.

Para contrastar esta hipótesis hemos utilizado datos trimestrales de tipos de cambio y tipos de interés de España y Estados Unidos, para el período 1973.1-1986.3 (5). En el análisis econométrico efectuado la constante  $\beta_0$  es significativamente distinta de cero (6)  $\beta_0 = 4.08152 [20.32178]$ . Esto indica que los activos en pesetas tienen, como término medio, un rendimiento que es superior en aproximadamente cuatro puntos al rendimiento de los activos en dólares. En el gráfico 1, se recoge la tasa de depreciación del tipo de cambio (DLSE) y la diferencia de rendimiento nominal de los activos (DIRMPUSA), pudiendo apreciarse claramente cómo la tasa de varia-

(5) Aunque la frecuencia de la información disponible es mayor que la empleada por nosotros, hemos optados por mantener la frecuencia señalada debido a que para la estimación de la prima de riesgo, basada en el modelo de selección de cartera que efectuamos más adelante, son necesarios datos de riqueza y oferta de activos que sólo están disponibles trimestralmente. Para más detalle véase el apéndice de datos.

(6) El valor que aparece entre corchetes detrás del valor de un parámetro es el estadístico t-Student.

GRAFICO 1

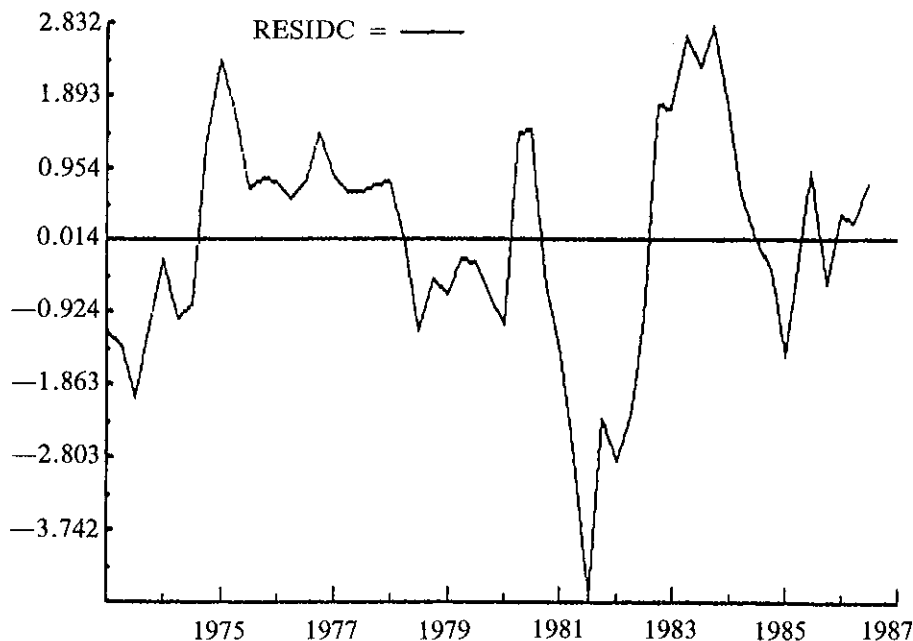


ción esperada del tipo de cambio no compensa las diferencias de rentabilidad de los activos nacionales y extranjeros. Se trata de una diferencia económicamente muy importante y no se puede mantener que esta discrepancia de cuatro puntos venga explicada exclusivamente por la existencia de costes de transacción. Por consiguiente no podemos aceptar el cumplimiento de la paridad de interés no cubierta. Además el término de perturbación no se comporta como ruido blanco (véase gráfico 2). El valor del estadístico Durbin-Watson (D.W.) es 0.473, lo que nos indica la existencia de una fuerte autocorrelación positiva. Aunque este valor es lo suficientemente pequeño como para que podamos asegurar que existe autocorrelación, el estadístico sólo es válido para detectar esquemas de autocorrelación de primer orden. Con objeto de poder contrastar esquemas de autocorrelación de orden superior, aplicamos el test de Breusch-Godfrey que contrasta la hipótesis de que la perturbación aleatoria sigue esquemas de correlación autorregresivos o de medias móviles de orden  $k$  (7), donde  $k$  puede tomar cualquier valor. Este test consiste en un contraste de significación conjunta de las  $k$  primeras autocorrelaciones de estos residuos. Los valores obtenidos son, para doce retardos ( $k = 12$ ) 79.020 y para seis retardos ( $k = 6$ ) 58.388; ambos son lo suficientemente mayores a sus valores críticos (21 y 12.6 respectivamente) como para rechazar la hipótesis de no autocorrelación. Otro estadístico que podemos utilizar es el ratio de verosimilitud. El valor del estadístico es de 38.546 para doce retardos (superior al valor crítico 21) y de 34.618 para seis retardos (también superior al valor crítico 12.6) (8). Por tanto la existencia de autocorrelación de distinto orden queda así suficientemente demostrada.

(7) Véase Johnston (1984), cap. 8.

(8) Estos casos son ilustrativos de la magnitud de la autocorrelación existente, pero no los únicos significativos. Hemos contrastado otros casos y con ambos tests se rechaza la hipótesis de no autocorrelación para cualquier esquema de orden menor o igual a doce.

GRAFICO 2



Este resultado altera la posible conclusión de la existencia de una prima de riesgo constante compatible con el valor obtenido de  $\beta_0$  (9), ya que la naturaleza autocorrelacionada de los residuos no es consistente con la misma. No obstante, si que lo es con la existencia de una prima de riesgo variable. Ahora bien, como señala Barr (1984), estos resultados aunque son compatibles con una prima de riesgo, no sólo una prima de riesgo pueden originarlos. En este punto la cuestión estriba en rechazar la eficiencia de los mercados financieros o reespecificar la condición de equilibrio de dichos mercados. En el primer caso se trataría de determinar si los mercados de cambios utilizan la totalidad de la información disponible en cada momento, punto fundamental que cuestiona la racionalidad de las expectativas. Así, hay autores que se decantan hacia otros procesos generadores de expectativas, como por ejemplo los basados en enfoques bayesianos. Alternativamente, una parte importante de la literatura plantea nuevas modelizaciones del equilibrio del mercado que permitan sostener la hipótesis de eficiencia. Una de las modelizaciones más razonables es considerar una prima de riesgo variable en media.

Los gráficos 3 y 4 nos pueden servir para ilustrar nuestra posición intuitivamente. En el gráfico 3 se presenta una variable aleatoria normal con media constante. Si esta variable representase las diferencias esperadas de rendimientos entre los activos nacionales y los extranjeros, concluiríamos que existe una prima de riesgo constante en el tiempo, pero que el mercado es eficiente. En el gráfico 4 se supone que

(9) Entendiendo esta prima de riesgo constante como reflejo, tanto de la existencia de trabas a la movilidad de capital, como de una prima de riesgo en sentido estricto (riesgo político y de cambio).

la variable aleatoria fluctúa en torno a una media variable en el tiempo. Aunque ahora detectaríamos autocorrelación, todo ello estaría provocado porque la prima de riesgo varía en el tiempo y el mercado seguiría siendo tan eficiente como antes (10).

GRAFICO 3

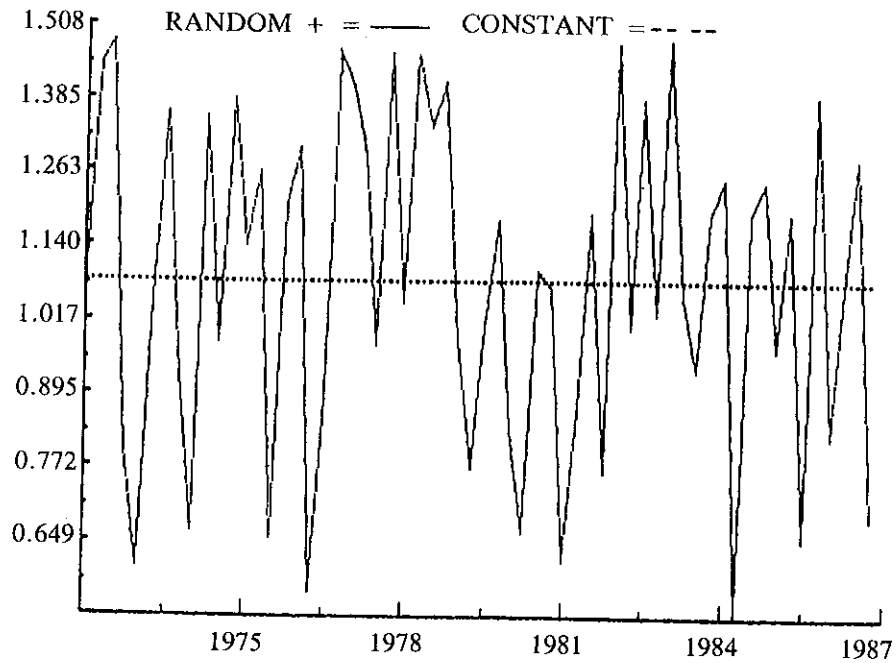
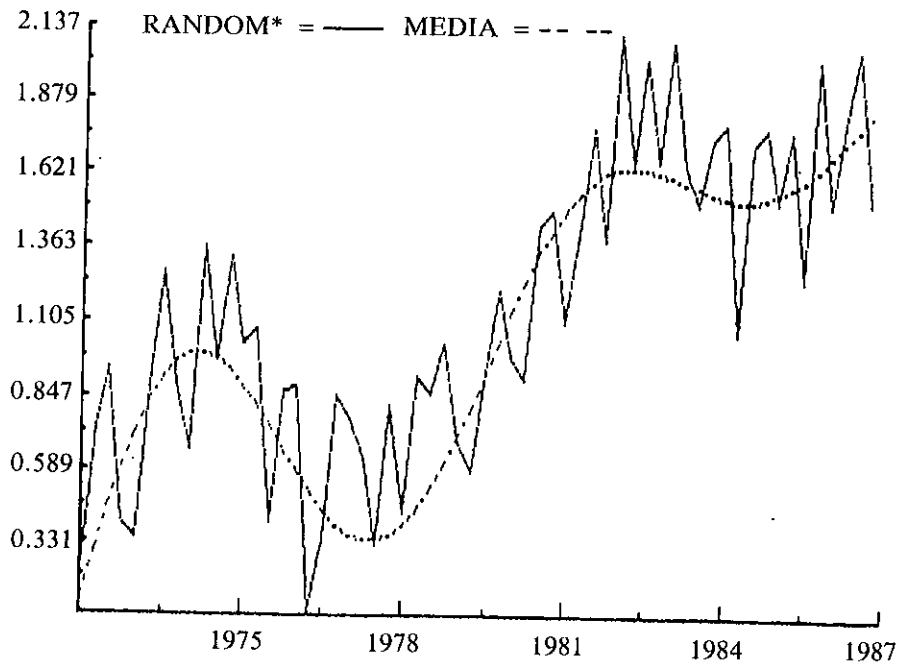


GRAFICO 4



(10) Para más detalle ver Levich (1985).



### 3. HACIA UNA PRIMA DE RIESGO VARIABLE

En este apartado nos planteamos la modelización de una prima de riesgo variable. En una primera aproximación presentamos un sencillo modelo de selección de cartera, en base al cual es posible especificar una prima de riesgo variable.

Es sobradamente conocido que el modelo de selección de cartera suministra el fundamento teórico a la existencia de una prima de riesgo variable. Así, una parte de la literatura empírica sobre el tema utiliza diferentes versiones del modelo de selección de cartera que permiten incorporar variables como la oferta relativa de diferentes activos, niveles de riqueza, etc., en la determinación de la prima de riesgo. Veremos como estas especificaciones del modelo de selección de cartera adolecen de algunos defectos debidos a simplificaciones necesarias, tanto por la disponibilidad de datos, como por la exigencia de establecer hipótesis estadísticas simplificadoras. Estas simplificaciones, en algunos casos razonables, conducen a resultados poco satisfactorios en muchas ocasiones, resultados que obviamente no deben atribuirse a una deficiencia del modelo, sino a las restricciones ya señaladas.

Un problema previo al que se enfrentan este tipo de trabajos radica, como ya hemos mencionado, en la imposibilidad de distinguir estrictamente qué parte de la brecha entre los diferenciales de rentabilidad se debe a la existencia de trabas a la movilidad de capital o a una prima de riesgo en sentido estricto.

Si no existe ninguna traba a la movilidad de capital, el precio de dos activos semejantes tenderá a igualarse, de lo contrario, la demanda de activos se desplazará rápidamente de uno a otro restableciendo la paridad. La rapidez es la característica fundamental de la perfecta movilidad de capital. La tasa a la que los agentes se aproximan desde sus tenencias iniciales de activos hasta el nivel óptimo deseado, puede ser muy distinta según cómo estén reglamentados los correspondientes mercados, pero sería infinita si la movilidad fuese perfecta. Por otra parte, si suponemos la existencia de riesgo político y riesgo de cambio, y los agentes son aversos al riesgo, la composición de la cartera no está determinada exclusivamente por las diferencias de rentabilidad esperada: los agentes no pretenden mantener la totalidad de su riqueza en el activo más rentable sino sólo una parte, que dependerá de sus preferencias y de cuál sea la diferencia de rentabilidad esperada entre los activos.

Por consiguiente, el incumplimiento de la paridad de interés puede tener su origen en dos causas totalmente distintas. Mientras que la existencia de una prima de riesgo afecta a la composición deseada de los activos que componen la cartera, el grado de movilidad de capital condiciona la velocidad a la que se restablece el equilibrio stock en el mercado de activos ante cualquier perturbación que nos aleje del mismo (11).

Por esta razón, sean cuales sean los determinantes de la prima de riesgo, que junto a los diferenciales de rentabilidad esperada de los activos considerados determinan el equilibrio stock en dicho mercado, en presencia de trabas a la movilidad de capital y aún captando correctamente el proceso generador de los datos, no cabría

---

(11) Ver Orts (1987).

esperar el cumplimiento de dicha condición de equilibrio. Ahora bien, en la medida en que dichas barreras sean más o menos estables, es aceptable considerar que la brecha en la condición de equilibrio sea constante, acumulándose su efecto en el término independiente de nuestra prima de riesgo. Así, en lo que sigue, debe entenderse que nuestra prima de riesgo incorpora este componente que, como es habitual, es indistinguible estrictamente a nivel empírico de la prima de riesgo teórica que debe incorporar la condición de equilibrio del mercado de activos, cuando estos no son perfectamente sustitutivos, o los agentes no los perciben como tales. En consecuencia, a nivel empírico, la existencia de una prima de riesgo debe entenderse en el sentido señalado recientemente por Frankel y MacArthur (1988), esto es, como evidencia del «grado de integración del mercado financiero», a nivel internacional, donde dicho concepto hace referencia tanto a aspectos relativos al grado de movilidad de capital, como a la sustituibilidad entre los activos considerados.

El modelo de selección de cartera propone la maximización de una función de utilidad a fin de determinar la proporción óptima en que un activo forma parte de la riqueza financiera de los agentes. A modo de ilustración supongamos que sólo existen dos activos, nacionales (emitidos en pesetas) y extranjeros (emitidos en dólares), y que la función de utilidad de los agentes de un país  $j$  es del tipo

$$U^j = U^j(w_j, \text{var}[\tilde{w}_j], B_j) \quad [9]$$

donde  $w_j$  es el valor medio esperado de la riqueza financiera no monetaria del país  $j$  al final del período,  $\text{var}[\tilde{w}_j]$  la varianza de dicha riqueza, y  $B_j$  la cantidad de activos de un determinado tipo que forman parte de la cartera. Se ha incluido el término  $B_j$  con el objetivo de recoger la posibilidad de preferencias no uniformes y en particular la hipótesis de «preferencia por activos locales», habitual en este tipo de literatura (12). Dicho supuesto es reflejo de la hipótesis de que los residentes de cada país destinan una mayor proporción de su gasto a bienes nacionales, lo que alteraría la proporción de cartera de mínima varianza para los residentes de distintos países, en base al problema de optimización planteado en términos reales más que nominales (13). También suponemos que las primeras derivadas parciales tienen los siguientes signos:  $U_1 > 0$ ,  $U_2 \leq 0$ ,  $U_3 \cong 0$  (nótese que  $U_3 = 0$  recoge el caso particular de preferencias uniformes).

El rendimiento de un activo nacional es  $i$ , mientras que el de un activo extranjero expresado en moneda nacional es  $i^* + Dse$ . Representamos por  $x_j = B_j/W_j$  la proporción de la riqueza de cada país mantenida en activos en pesetas,  $W_j$  la riqueza inicial de cada país,  $\tilde{w}_j$  la riqueza final y  $w_j$  la riqueza media. De este modo:

$$w_j = W_j(1 + i^* + Dse) + x_j W_j(i - i^* - Dse) \quad [10]$$

$$\text{var}[\tilde{w}_j] = W_j^2[(1 - x_j)^2 \text{var}(i^* + Dse) + x_j^2 \text{var}(i) + 2x_j(1 - x_j) \text{cov}(i, i^* + Dse)] \quad [11]$$

(12) Ver por ejemplo Branson y Henderson (1985), p. 757.

(13) Ver por ejemplo el apéndice de Dornbusch (1980). En nuestro caso  $B$ , es el volumen de activos en pesetas que está en manos de residentes del país  $j$ .

Aplicando las condiciones de primer orden obtenemos la proporción óptima de la riqueza que los agentes mantendrán en activos en pesetas (14):

$$x_j = \frac{(i - i^* - Dse) + \Theta_j (\text{var}[i^* + Dse] - \text{cov}[i, i^* + Dse]) + \tau_j}{\Theta_j S^2} \quad [12]$$

donde  $\Theta_j = -2U_2^j W_j / U_1^j$  es el coeficiente de aversión al riesgo y  $\tau_j = U_3^j / U_1^j$  recoge las preferencias relativas de los agentes entre activos en pesetas y la rentabilidad media de su cartera, y la varianza del diferencial de rentabilidad esperada es:

$$S^2 = \text{var}[i] + \text{var}[i^*] + \text{var}[Dse] - 2\text{cov}[i, i^*] - 2\text{cov}[i, Dse] + 2\text{cov}[i^*, Dse]$$

Se puede ver que la proporción óptima en la que se mantienen activos españoles se descompone en la suma de tres elementos: lo que se ha dado en llamar el componente especulativo,  $(i - i^* - Dse) / \Theta_j S^2$ , que depende tanto de la diferencia de rentabilidad esperada como del coeficiente de aversión al riesgo; el que constituye estrictamente la composición de cartera de mínima varianza,  $\alpha = (\text{var}[i^* + Dse] - \text{cov}[i, i^* + Dse]) / S^2$ ; y  $\sigma_j = \tau_j / \Theta_j S^2$ , que refleja el sesgo que la preferencia por activos locales introduce en la composición de la cartera (15).

La demanda de activos en pesetas de un país  $j$  será  $B_j^d = x_j W_j$ , que puede expresarse como

$$B_j = [a_j + b_j (i - i^* - Dse)] W_j \quad [13]$$

donde

$$\begin{aligned} a_j &= \alpha + \sigma_j \\ b_j &= [\Theta_j S^2]^{-1} \end{aligned}$$

y en equilibrio  $B = \Sigma B_j^d$ , donde  $B$  es la oferta de activos en pesetas. Si agrupamos a los demandantes de activos en pesetas en residentes en España ( $j = d$ ), en EE.UU. ( $j = f$ ) y en el resto del mundo ( $j = r$ ), y se supone que  $b_j = b$ ,  $j = (d, f, r)$  (16), la condición de equilibrio puede reescribirse como:

$$(i - i^* - Dse) = 1/b [(B/W) + (a_r - a_d) (W_d/W) + (a_r - a_f) (W_f/W) - a_r] \quad [14]$$

(14) La condición suficiente de óptimo se cumple si la función de utilidad es de buen comportamiento, puesto que  $d^2 U^j / dx_j^2 = 2U_{22}^j W_j^2 S^2 < 0$ , sólo si  $U_{22}^j < 0$ , que no es más que el supuesto de aversión al riesgo de los agentes; para que un individuo aumente la proporción de su riqueza que mantiene en forma de un activo con un determinado riesgo asociado será necesario que el rendimiento de este activo sea cada vez mayor.

(15) Nótese que una forma alternativa a la inclusión de  $B_j$  en la función de utilidad, es suponer que los agentes de los distintos países asignan un grado de riesgo diferente a cada activo independientemente de las distribuciones observadas de sus rendimientos. También en este caso el componente no especulativo de la composición de cartera será diferente para cada uno de ellos. Ver por ejemplo Frankel y Engel (1984), p. 316.

(16) Para que los parámetros del modelo queden identificados es habitual exigir que todos los  $b_j$  sean iguales o, alternativamente, expresar  $b$  como una media ponderada de las distintas  $b_j$ , esto es,  $b = \Sigma b_j W_j / W$ .

donde  $W = \Sigma W_j$  es la riqueza financiera mundial (17). Esta expresión es similar a la utilizada en diferentes contrastes de este tipo de modelos (18), y en particular es la misma que utiliza Frankel en diferentes trabajos (19). Conviene señalar que esta agregación, al igual que la consideración de sólo dos activos, aunque habitual, descansa en supuestos bastante restrictivos que vienen impuestos por la disponibilidad de datos (20). Un problema de selección de cartera en este marco, debería contemplar simultáneamente activos denominados en diferentes monedas y emitidos por distintos países. Esta alternativa no tiene mayores dificultades a nivel teórico. El problema consistiría simplemente en reemplazar nuestras variables por los correspondientes vectores. Sin embargo, abordar el problema con toda su complejidad conduce a la estimación de modelos multicuacionales que exigen datos con un nivel de desagregación difícil, si no imposible en muchos casos, de conseguir.

Teniendo presentes las anteriores consideraciones, que no deben olvidarse a la hora de interpretar los resultados y que cuestionan desde los fundamentos teóricos la propia validez de las contrastaciones, la condición de equilibrio expresada en [14], junto al supuesto de expectativas racionales, recogido en [3], permiten obtener el siguiente modelo contrastable, que puede contemplarse como una primera aproximación al problema:

$$PR = \beta_0 + \beta_1 (B/W) + \beta_2 (W_{ESP}/W) + \beta_3 (W_{USA}/W) + \delta \quad [15]$$

donde  $PR = i - i^* - [s_{t+1} - s_t]$ . De nuevo si hemos logrado captar todos los elementos explicativos de la prima de riesgo,  $\delta$  debe ser ruido blanco.

Los parámetros del modelo, como se desprende de [12] y [13], dependen de forma sencilla de las varianzas y covarianzas de los rendimientos (especialmente de la varianza de los diferenciales de rentabilidad), del grado de aversión al riesgo y del grado de uniformidad de las preferencias. Los signos esperados de estos parámetros son:  $\beta_1 > 0$ , ya que un incremento en la oferta de activos nacionales exige un incremento en nuestro diferencial de interés para ser absorbida,  $\beta_2 < 0$ , que se apoya en la hipótesis de preferencias por activos locales, de modo que  $a_d > a_r$ , y un incremento relativo de la riqueza de los residentes en nuestro país sesga la demanda mundial hacia activos en pesetas, lo que reduce nuestro diferencial de interés, y por último,  $\beta_3 \cong 0$ , ya que en este caso es difícil establecer la preferencia relativa de residentes en USA y en el resto del mundo por los activos en pesetas.

La estimación se ha efectuado para todo el período considerado y, a nivel tentativo, para el subperíodo 1977.4-1986.3. La consideración de este subperíodo obedece a los importantes cambios en materia de política económica y gestión del tipo de cambio acaecidos en 1977. A lo largo de este año se firman los Pactos de la Moncloa, se adoptan importantes medidas liberalizadoras de nuestro sistema financiero, se produce una fuerte devaluación de la peseta y se aprecia un cambio significativo

(17) Para simplificar prescindimos del subíndice  $t$ .

(18) Ver MacDonald (1988), en especial caps. 8 y 11.

(19) Ver Frankel (1982, 1983 y 1984).

(20) Una justificación más detallada de estos extremos puede verse en Frankel (1982) o en MacDonald (1988).

en la política de intervención del Banco de España en el mercado de divisas, abandonando el tipo de cambio de la peseta su relativa estabilidad frente al dólar (21). No obstante, el proyecto liberalizador de nuestro sistema financiero continuará en los años siguientes, las prácticas intervencionistas del Banco de España, aunque con una nueva orientación (mantenerse contra el viento), no se relajan hasta 1979 y en 1978-79 se gesta un importante proyecto de ley de control de cambios (Ley 40/1979), lo que probablemente aconseja, en ulteriores fases de este trabajo, considerar otros subperíodos y analizar cuidadosamente la posibilidad de cambio estructural.

En el cuadro 1 se recoge la estimación de la ecuación [15]. Como puede verse fácilmente, el comportamiento del modelo no es en general aceptable en ninguno de los dos períodos considerados, 1973.1-1986.3 y 1977.4-1986.3. Ahora bien, estos resultados coinciden totalmente con los obtenidos por la mayoría de autores con metodologías similares (22) y en nuestro caso mejoran claramente para el subperíodo 1977.4-1986.3. Esto puede observarse en los gráficos 5 y 6 que muestran las diferencias de rentabilidad (PRIMA) y los valores que predice el modelo (FITTED) en los dos períodos.

Creemos conveniente destacar la importante discrepancia observada sobre la significatividad de los parámetros, según se utilicen simples errores estándar o estos mismos corregidos por heteroscedasticidad (23) puesto que la existencia de heteroscedasticidad invalida los contrastes habituales sobre significatividad de los parámetros. Además, como dicen Davidson y Mackinnon: «Argumentaríamos que tales contrastes deberían utilizarse rutinariamente siempre que el tamaño muestral no sea demasiado pequeño y exista alguna duda sobre la validez del habitual supuesto de homoscedasticidad» (24). De esta forma se puede apreciar cómo parámetros que no eran significativos utilizando la *t* habitual, para el período 77-86, se transforman en significativos con la utilización de la *cuasi-t*. En este último caso, todos los parámetros son significativos, los signos son consistentes con el modelo teórico y el  $R^2$  experimenta una clara mejoría. Sin embargo, en todos los casos, el valor del D.W. evidencia residuos autocorrelacionados, de manera que no se puede aceptar la hipótesis de que los residuos siguen un comportamiento de ruido blanco (25), de forma que la estimación por mínimos cuadrados no nos proporciona los estimadores óptimos, quedando así cuestionada la validez de los tests habituales.

Al finalizar el apartado anterior veámos que con el fin de sostener la hipótesis de eficiencia, una parte importante de la literatura postula la posible existencia de una prima de riesgo variable en el tiempo. Por otra parte los resultados, para distin-

(21) Ver al respecto Martínez, J. A. y otros (1982), cap. 9; Dolado y Durán (1983); Sanchís, M. (1984), cap. II y las referencias allí mencionadas.

(22) Ver al respecto los resultados obtenidos por Frankel (1982, 1983 y 1984), Frankel y Engel (1984), o Dooley e Isard (1982 y 1983).

(23) Los valores entre paréntesis son las *t*, y los valores entre corchetes son las «cuasi-*t*», es decir, las *t* construidas sobre los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. Ver por ejemplo Mackinnon y White (1985) y Davidson y Mackinnon (1985).

(24) Davidson y Mackinnon (1985), p. 214.

(25) Además del D.W., se ha contrastado la significatividad de distintos esquemas de autocorrelación, en base a los test de Breusch-Godfrey y al ratio de versomilitud, rechazando en todos los casos la hipótesis de no autocorrelación. Estos resultados son coincidentes con los obtenidos por Cumby y Obstfeld (1981).

**CUADRO 1**  
**ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS DE LA PRIMA DE RIESGO**

PERIODO:	1973:1, 1986:3		1977:4, 1986:3	
	MODELO:	C	M.S.C.	C
$\beta_0$	4.08152 (20.32178) [20.32178]	-1573.9603 (-0.38835) [0.53396]	3.94722 (14.52412) [14.52412]	15034.66348 (1.66228) [2.23033]
$\beta_1$		-37.70434 (-0.36074) [-0.55212]		433.8800 (1.83807) [2.40483]
$\beta_2$		-10215.26501 (-0.52727) [-0.55189]		-117876.39979 (-2.16284) [-2.66235]
N	55	55	36	36
R <sup>2</sup>	0	0.0438335	0	0.206538
D.W.	0.5509	0.5732	0.479	0.5218
LFV	-101.257	-100.024	-67.2984	-63.1341
T. WHITE		12.8015		3.795
KURTOSIS	0.350626	0.782651	0.134677	0.507435
T. NORM.	2.556	6.646	1.021	5.23

Como modelo C se estima la ecuación [6] y como M.S.C. la ecuación [15].

Los estadísticos entre paréntesis y entre corchetes son los valores de la t y cuasi-t respectivamente.

El test de White se distribuye conforme a una Chi-cuadrado bajo la hipótesis de homocedasticidad; los valores límite son 12.592 y 11.07 respectivamente. El test de normalidad de los residuos se distribuye también conforme a una Chi-cuadrado de orden 2; el valor límite es 5.991 en todos los casos.

tos períodos y monedas, son francamente pobres. De aquí no se debe seguir que el modelo de selección de cartera no sea válido para explicar la existencia de una prima de riesgo y menos cuando, como hemos visto en [13], la especificación que se contrasta incluye en los parámetros la variabilidad de los diferenciales de rentabilidad esperada ( $S^2$ ). Si la varianza condicional (puesto que trabajamos con datos de series temporales) es distinta en cada momento del tiempo, los parámetros del modelo teórico serán también muy inestables a lo largo del tiempo, lo que produce resultados pobres en la estimación por mínimos cuadrados.

Ante este problema de mala especificación se imponen dos posibles estrategias: dada la fuerte variabilidad observada en nuestra diferencia de rentabilidad, lo que es muy consistente con comportamientos heteroscedásticos (26), podemos, bien intentar su modelización, o bien plantearnos un modelo con parámetros cambiantes.

(26) Obsérvese en el cuadro 1 que los errores de todos los modelos siguen distribuciones leptocúrticas. Además el coeficiente de kurtosis es mayor cuanto menor es el período de tiempo considerado, independientemente del modelo. Como se indica en Mañas (1988) este resultado es consistente con la existencia de heteroscedasticidad condicional autorregresiva. También Spanos (1986), pág. 445, señala cómo la presencia de heteroscedasticidad es incompatible con los supuestos de normalidad.

GRAFICO 5

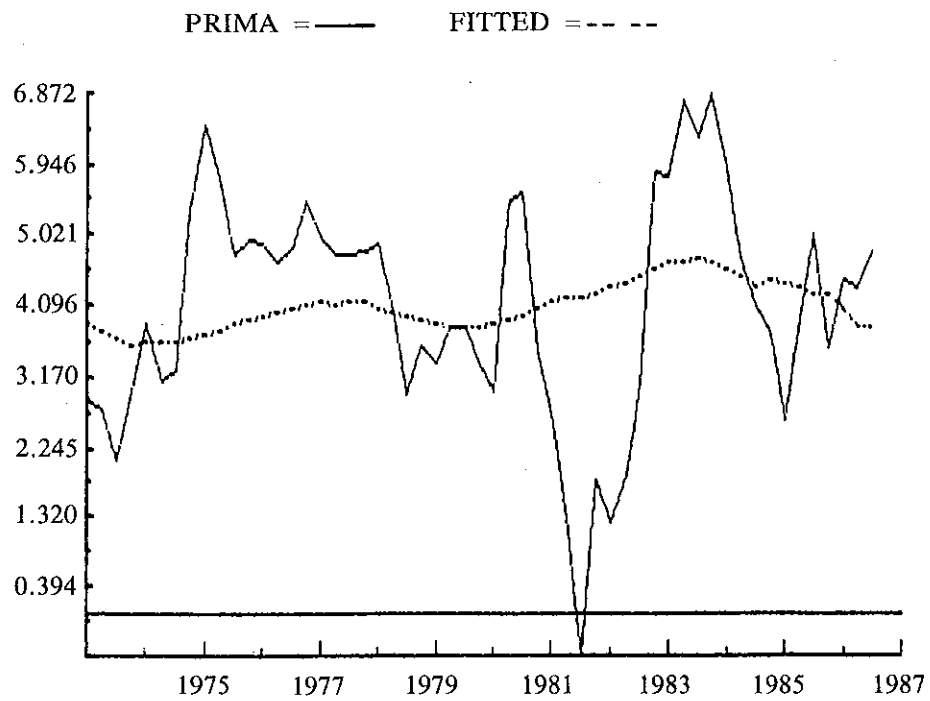
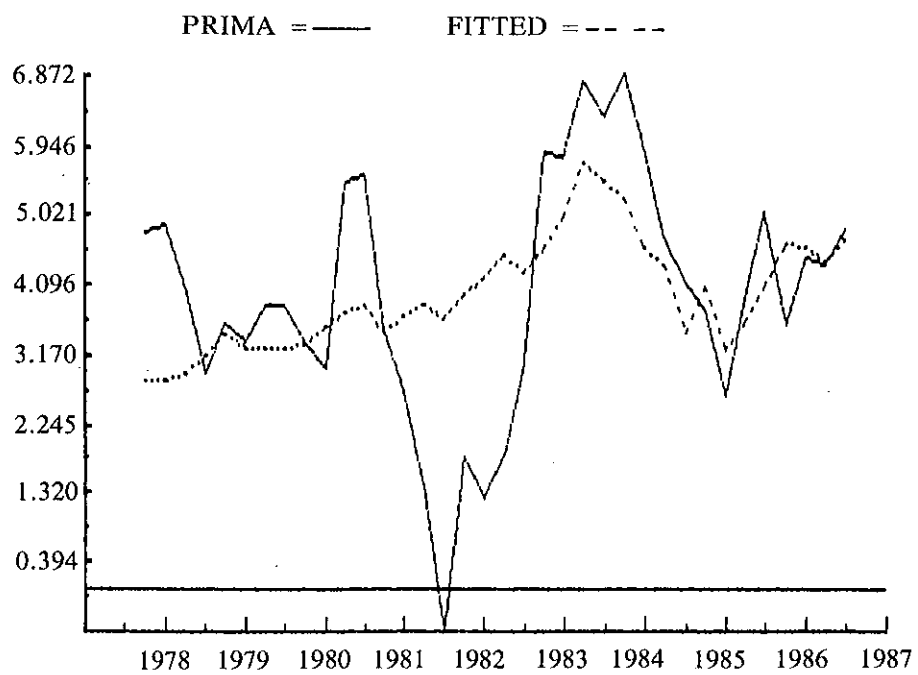


GRAFICO 6



#### 4. ESTIMADORES ROBUSTOS EN PRESENCIA DE HETEROSCEDASTICIDAD CONDICIONAL DINAMICA (ARCH)

La heteroscedasticidad es un problema que generalmente se ha referido al análisis de datos de corte transversal. Sin embargo, en las series temporales tiene importancia en tanto que las características de la población se alteren; la estabilidad estructural no se refiere sólo a los parámetros del modelo, sino también a la varianza de la variable endógena. La varianza condicional puede expresarse en términos generales como:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 + z_t \alpha$$

La hipótesis habitual de homoscedasticidad propone que la varianza condicional de los residuos es constante (27). Esto implica que las características de dispersión de la población permanecen invariables. Habitualmente este problema se ha intentado resolver haciendo el supuesto de que la heteroscedasticidad existente está provocada por alguna de las variables explicativas del modelo (heteroscedasticidad estática). La línea actual de tratamiento consiste en eliminar esta dependencia de la variable explicativa y observar el problema desde el punto de vista de especificación errónea (28).

Una forma alternativa de abordar el problema, bajo esta óptica, nos la suministran los modelos ARCH. Dichos modelos, introducidos por Engel (29) suponen que la varianza condicional está básicamente relacionada con el cuadrado del valor de los errores pasados, es decir, el valor de la varianza condicional en períodos anteriores (heteroscedasticidad dinámica). La heteroscedasticidad se explica en base a un comportamiento autorregresivo de la varianza condicional lo que nos permite conocer si es constante o no en el tiempo sin suponer que dependa directamente del comportamiento de ninguna variable. De esta forma, por ejemplo, si  $z_t = \delta_{t-1}^2$  y  $\alpha$  es significativamente distinto de cero, sería válido un esquema ARCH de primer orden. Evidentemente no tenemos por qué limitarnos a un retardo; la validez de esquemas ARCH de orden superior puede contrastarse con una F si sustituimos  $z_t$  en la expresión de la varianza condicional (30) y así:

$$\delta_t^2 = \sigma^2 + \sum_{i=1}^p \delta_{t-i}^2 \alpha_i + v_t$$

(27) El término condicional hace referencia a los valores pasados de la variable endógena. En un modelo AR1 como  $y_t = \Phi y_{t-1} + \delta_t$ , donde  $\delta_t \sim N(0, \sigma^2)$ , la esperanza de  $y_t$  es nula mientras que su esperanza condicional es  $\Phi y_{t-1}$ . Igualmente, la varianza condicional de  $y_t$  es  $E[y_t/y_{t-1}]^2 = E[\delta_t/y_{t-1}]^2 = \sigma^2$ , mientras que la varianza es  $E[y_t]^2 = E[\Phi y_{t-1} + \delta_t]^2$ ; sustituyendo sucesivamente como  $\delta_t$  se comporta como un ruido blanco, si el proceso es estacionario ( $|\Phi| < 1$ ) y lo suficientemente prolongado ( $n = \infty$ ), esta expresión es igual a  $E[\Sigma \Phi^i \delta_{t-i} + \Phi^n y_{t-n}]^2 = \Sigma \Phi^{2i} E[\delta_{t-i}]^2 = \sigma^2 / (1 - \Phi^2)$ .

(28) White (1980).

(29) El modelo se presenta en Engle (1982) y se amplía en Engle, Lilien y Robins (1987). Engle (1983) realiza una aplicación de este modelo y otra, muy interesante, referida en concreto a las primas de riesgo de activos de distintos países puede encontrarse en Domowitz y Hakkio (1985).

(30) Para contrastar la validez de distintos esquemas ARCH puede consultarse Engle (1983) y Pagan (1984).



En general, los modelos ARCH de orden  $p$  son modelos de ecuaciones simultáneas del siguiente tipo (31):

$$PR_t = \beta_0 + \delta_t; \delta_t/I_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \delta_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \delta_{t-p}^2$$

Así, la prima de riesgo está condicionada por la estructura de errores pasados del modelo. Los modelos ARCH tienen ciertas propiedades estadísticas de simetría y regularidad que se aseguran siempre que  $\alpha_0, \dots, \alpha_p \geq 0$  (32). Esto queda garantizado si imponemos directamente esta restricción, de forma que nuestro modelo quedaría como:

$$PR_t = \beta_0 + \delta_t; \delta_t/I_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 \delta_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p^2 \delta_{t-p}^2$$

Además, es perfectamente posible considerar que existe un conjunto de variables que explican el comportamiento de nuestra variable endógena, en nuestro caso la prima de riesgo. En este caso:

$$PR_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_r x_{rt} + \delta_t; \delta_t/I_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 \delta_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p^2 \delta_{t-p}^2$$

donde las  $x_{it}$  ( $i = 1, \dots, r$ ) recogerían por ejemplo, todas las variables del modelo de selección de cartera. Contrastando si  $\beta_i = 0$  podemos observar si las variables del modelo de selección de cartera que explican el componente determinista de la prima de riesgo son relevantes, o si por el contrario los movimientos son fundamentalmente debidos a los efectos de las noticias en un marco caracterizado por un grado de incertidumbre variable. Naturalmente, si  $\alpha_0 \neq 0$  y  $\alpha_i = 0$  ( $i = 1, \dots, p$ ), la varianza condicional sería constante, de manera que los contrastes de modelos ARCH nos permiten al mismo tiempo, comprobar el esquema heteroscedástico que sigue la varianza y corregir las estimaciones en base a dichos esquemas utilizando métodos de maximaverosimilitud (33).

(31) Desarrollamos los modelos ARCH con referencia a las variables relevantes en los modelos de la prima de riesgo.

(32) Obsérvese que si alguno de ellos fuese negativo podría generarse una estimación de la varianza que también fuese negativa. Además de estas propiedades, los procesos deben ser estables y para que tengan varianza finita es suficiente que se cumpla que la suma  $\alpha_1 + \dots + \alpha_p < 0$ .

(33) Por maximaverosimilitud se estiman conjuntamente todos los parámetros del modelo (los  $\beta_i$  de la prima de riesgo y los  $\alpha_i$  de la de la varianza condicional). Los valores iniciales son los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la prima de riesgo y de la varianza condicional, utilizando en este caso el cuadrado de los residuos de la estimación por mínimos cuadrados de la regresión anterior. Weiss (1986) demuestra que esta forma de proceder proporciona estimaciones consistentes.

Utilizando los resultados de las estimaciones recogidos en el Cuadro 1 y las correspondientes regresiones sobre una constante para los dos períodos considerados, hemos construido contrastes sensibles a efectos ARCH de distinto orden ( $p = 1, 2, \dots 6$ ), y los resultados se recogen en el cuadro 2.

**CUADRO 2**  
**CONTRASTE DE LOS EFECTOS ARCH**

<b>PERIODO:</b>	<b>1973:1, 1986:3</b>		<b>1977:4, 1986:3</b>	
<b>MODELO:</b>	<b>C</b>	<b>M.S.C.</b>	<b>C</b>	<b>M.S.C.</b>
p = 1	2.49*	2.29	1.04	1.25
p = 2	3.10*	2.94*	1.42	1.63
p = 3	3.90*	3.90*	1.90	2.24
p = 4	5.27*	5.37*	2.77	3.10*
p = 5	8.05*	8.35*	4.46*	4.73*
p = 6	16.17*	17.06*	9.21*	10.28*

\* Significativos al 5%.

A la luz de estos resultados, es evidente que los residuos de los dos modelos considerados (prima de riesgo constante o determinada por el modelo de sección de cartera), no siguen un proceso de ruido blanco y que son relevantes esquemas de heteroscedasticidad de la varianza condicional de distinto orden. Un dato revelador es la mayor significatividad de los esquemas ARCH en los contrastes del período 1973.1-1986.3, lo que abunda en la mala especificación que ambos modelos constituyen para este período y por el contrario, la menor significatividad y el menor orden de estos esquemas para el subperíodo 1977.4-1986.3, lo que apoya nuestro criterio de subdividir el período y mejora los resultados que se obtienen en dicho período.

Apoyándonos en estos resultados, los dos modelos considerados, suponiendo que la prima de riesgo es constante o determinada por el modelo de selección de cartera, han sido reestimados para ambos subperíodos bajo la hipótesis de que los residuos siguen esquemas ARCH de diferente orden. Los resultados de esta estimación se recogen en los cuadros 3 para el período 1973.1-1986.3 y en el cuadro 4 para el subperíodo 1977.4-1986.3.

El primer rasgo a destacar es la mejora sustancial de todos los resultados en los modelos ARCH de distinto orden, por lo que se refiere a la significatividad de los parámetros y como se puede comprobar con el ratio de verosimilitud. No obstante, los resultados son claramente superiores para el subperíodo 1977.4-1986.3, por lo que centramos en él nuestros últimos comentarios. Aplicando los ratios de verosimilitud, es fácil comprobar que:

- i) Aún sin considerar el modelo ARCH, la aplicación de este test nos lleva a rechazar la hipótesis (nula) de que la prima de riesgo es constante frente a la alternativa de que esté determinada por el modelo de selección de cartera.

## CUADRO 3

## ESTIMACIONES DE LOS MODELOS ARCH, PERIODO: 1973:1, 1986:3

MODELO CON PRIMA DE RIESGO CONSTANTE, EC. [6]				
PARAMETROS	MCO	ARCH1	ARCH2	ARCH3
$\beta_0$	4.08152 (20.32178)	4.2359 (19.476)	4.2277 (17.369)	4.229 (16.030)
$\alpha_0$		1.0248 (7.6209)	1.1491 (6.2522)	1.235 (4.4567)
$\alpha_1$		-0.76177 (-2.9541)	0.73163 (2.4033)	0.73232 (2.1742)
$\alpha_2$			-0.0042443 (-0.13338E-03)	-0.0017847 (-0.21184E-04)
$\alpha_3$				-0.010236 (-0.78743E-03)
N	55	55	55	55
LFV	-101.257	-96.5189	-96.7878	-97.2732
MODELO DE SELECCION DE CARTERA, EC. [15]				
PARAMETROS	MCO	ARCH1	ARCH2	ARCH3
$\beta_0$	-1573.9603 (-0.38835)	51.286 (0.68208E-01)	46.008 (3.8733)	47.433 (4.3638)
$\beta_1$	-37.70434 (-0.36074)	-100.98 (-2.2388)	-75.387 (-1.7235)	-93.13 (-2.0683)
$\beta_2$	-10215.26501 (-0.52727)	-50668 (-4.6081)	-43969 (-3.8148)	-48304 (-4.2733)
$\beta_3$	3335.30194 (0.54561)	3033.5 (2.6613)	2630.8 (3.8186)	2894.9 (4.2787)
$\alpha_0$		0.81008 (4.7589)	0.9095 (5.8673)	0.86365 (4.2729)
$\alpha_1$		0.88569 (3.3502)	0.79055 (3.3958)	0.91697 (3.0324)
$\alpha_2$			0.00601906 (0.46770E-03)	-0.020337 (-0.36388E-02)
$\alpha_3$				0.000299 (0.11565E-05)
N	55	55	55	55
LFV	-100.024	-90.5043	-91.1025	-91.2145

## CUADRO 4

## ESTIMACIONES DE LOS MODELOS ARCH, PERIODO: 1977:4, 1986:3

MODELO CON PRIMA DE RIESGO CONSTANTE, EC. [6]				
PARAMETROS	MCO	ARCH1	ARCH2	ARCH3
$\beta_0$	3.94722 (14.52412)	4.0866 (20.531)	4.0775 (20.621)	3.9225 (20.654)
$\alpha_0$		0.75566 (2.9321)	0.75035 (2.7572)	0.76459 (2.4008)
$\alpha_1$		0.87249 (3.2582)	0.8607 (3.1119)	0.87952 (2.8768)
$\alpha_2$			0.076906 (0.48716E-01)	-0.25785 (-0.42625)
$\alpha_3$				0.0036619 (0.16499E-03)
N	36	36	36	36
LFV	-67.2984	-60.949	-60.9486	-61.1793
MODELO DE SELECCION DE CARTERA, EC. [15]				
PARAMETROS	MCO	ARCH1	ARCH2	ARCH3
$\beta_0$	15034.66348 (1.66228)	19.613 (5.2057)	19481 (4.1397)	18949 (3.5008)
$\beta_1$	433.88006 (1.83807)	505.05 (4.7214)	503.05 (3.7939)	497.07 (3.2873)
$\beta_2$	117876.39976 (-2.16284)	-161790 (-7.9358)	-160990 (-6.3289)	-159720 (-5.2758)
$\beta_3$	-18551.65837 (-1.49431)	-23709 (-4.4635)	-23532 (-3.5420)	-22697 (-3.0001)
$\alpha_0$		0.38407 (2.3290)	0.43713 (2.1938)	0.46777 (1.9108)
$\alpha_1$		1.0258 (3.7852)	0.99484 (3.6380)	0.96166 (3.5888)
$\alpha_2$			0.002387 (0.71712E-04)	-0.42227 (-1.0288)
$\alpha_3$				-0.005117 (-0.36634E-03)
N	36	36	36	36
LFV	-63.1341	-49.7103	-49.7753	-50.9779

- ii) En ambos casos, las estimaciones en base a los modelos ARCH dan mejores resultados que las estimaciones por MCO, como puede comprobarse comparando la significatividad de los  $\beta_i$  y el valor de la función de verosimilitud.
- iii) También en ambos casos, es el modelo ARCH de orden 1, esto es, aquel que sólo contempla un desfase (tres meses) en el esquema de la varianza condicional, es el que aceptamos.
- iv) Por último, cuando se especifica la prima de riesgo en base al modelo de selección de cartera y según un esquema ARCH de orden 1, se obtienen los mejores resultados de todas las estimaciones efectuadas.

Además, conviene señalar, cómo en el caso al que hace referencia el punto iv), que los valores de las  $t$  son claramente superiores a los obtenidos inicialmente por MCO, tras haber corregido los errores standard y calculado las cuasi- $t$  (ver cuadro 2).

## 5. CONCLUSIONES

Se nos ocurren dos conclusiones de carácter general, la primera es el importante apoyo que recibe el modelo de selección de cartera como determinante, al menos parcial, de la prima de riesgo. Resultado especialmente relevante en el período 1977.4-1986.3. Y la segunda, la gran relevancia que la heteroscedásticidad presenta en este tema. La heteroscedasticidad es un problema econométrico que se deriva de la mala especificación de un modelo. Es muy posible que desapareciese si se incluyen aquellas variables relevantes y que en nuestro caso habríamos omitido. La virtud, y en parte el defecto, del planteamiento de los estimadores ARCH, es que solucionan este problema de mala especificación o de variables omitidas sin identificar cuál o cuales son estas variables.

Este enfoque es especialmente útil para el análisis de los mercados financieros. Es indudable que los movimientos a corto plazo de las diferencias de rendimiento entre activos dependen de multitud de variables además de las que consideramos en el modelo de selección de cartera. En especial, es evidente que las noticias —entendidas como aumentos en el conjunto de información disponible— tienen un papel esencial. Pero también parece evidente que estas noticias tienen distinto efecto dependiendo de multitud de elementos. Así, por ejemplo, no siempre tiene la misma consecuencia la adopción de un mismo tipo de medida por parte de las autoridades monetarias, ni el anuncio de un déficit comercial o de una subida de los tipos de interés provocan el mismo tipo de reacciones en los agentes. ¿Cuántas variables deberemos introducir en nuestro modelo para que deje de estar mal especificado? La idea de los estimadores ARCH consiste en utilizar los cuadrados de los residuos como una aproximación de todas estas variables omitidas que son distintas y con distintos efectos, a lo largo del tiempo, con el fin de captar las variaciones en la varianza de la prima de riesgo.

Por otro lado, la interpretación económica de este modelo también es sencilla. La significatividad del modelo de selección de cartera y la eficiencia del mercado de activos, queda mediatizada por la existencia de los esquemas ARCH. Al recoger estos esquemas los posibles efectos de mala especificación, subsiste el problema de que no hayamos sido capaces de captar correctamente todas las variables explicativas. El mismo modelo de selección de cartera pone de relieve que los cambios en la incertidumbre, derivada de los cambios de los diferenciales de rentabilidad (detectados por los esquemas ARCH), o los cambios en las preferencias de los agentes, afectan a la composición de cartera deseada, y por tanto, a la prima de riesgo. Las expectativas de los agentes, aún considerando que estos son racionales, están condicionadas al conjunto de información disponible. La llegada de nueva información indudablemente provoca la corrección de expectativas, pero además, el difícil problema que suscita la incertidumbre puede hacer relevante un comportamiento de corrección de error de las estimaciones en base a los errores pasados o alternativamente, asociar a sus predicciones un prima de riesgo adicional, para cubrirse de estos posibles errores. Este resultado también sería consistente con los efectos ARCH detectados.

En particular, ante este último problema, y suponiendo que los agentes utilizan la información pasada para revisar sus expectativas, la existencia de efectos ARCH proporciona un procedimiento para corregir el error derivado de este comportamiento, pero además, nos indica cuál es el período relevante para los individuos, con el objeto de formar sus expectativas. En un mundo donde las noticias se suceden con velocidad de vértigo, en un marco financiero cambiante y en un proceso de creciente integración internacional a nivel económico y político, cabría esperar que los agentes tuviesen en cuenta especialmente el pasado inmediato. Las noticias que se produjesen en un pasado lejano y que provocaron en su día errores de predicción, no serían tenidas en cuenta puesto que el marco institucional ha cambiado lo suficiente en dicho período.

En nuestro caso, si esta fuese la causa de la parcial mala especificación del modelo, los resultados obtenidos son consistentes con ella, siendo los esquemas ARCH de orden dos o tres, los más relevantes sobre todo en el período 1977.4-1986.3, para el cual, el modelo de selección de cartera se manifiesta como más relevante (ver cuadro 2). Pero los resultados son todavía más contundentes en la estimación de los modelos ARCH, donde, como ya hemos señalado, es un ARCH1 el que proporciona mejores resultados.

Naturalmente, los resultados obtenidos no son sólo consistentes con esta explicación, y es necesario ampliar el campo metodológico utilizado, tanto para mejorar los resultados, como para discriminar entre los posibles efectos ARCH detectados. En este sentido, utilizar el filtro de Kalman para captar la posible variabilidad de los parámetros del modelo, incorporar nuevas variables (tasas de inflación, renta, etc.) y la extensión de los modelos ARCH a los ARCH en media, que incorporan al modelo la propia variabilidad de la varianza como explicativa, pueden producir significativas mejoras a los resultados obtenidos y permitir una justificación más precisa de las características y determinantes de nuestro particular grado de integración financiera internacional.

## APENDICE: DATOS

Las series se componen de datos trimestrales comprendidos entre 1973 y 1986, referidos a España y EE.UU. El tipo de cambio —expresado como pesetas por unidades de moneda extranjera— está disponible en el Boletín Estadístico del Banco de España.

La serie de tipo de interés para España es difícil de obtener. Dado que todas las series disponibles no nos parecen lo suficientemente fiables, y que la serie de la tasa de rendimiento interna de las obligaciones privadas que aparecía en el Boletín Estadístico del Banco de España, no cubre todo el período de estudio, procedemos como Dolado (1988) tomando la serie del tipo de rendimiento de la Deuda Pública (Boletín Estadístico del Banco de España) desde 1978 y la enlazamos con la tasa de rendimiento interno de las obligaciones privadas para los años anteriores.

Puesto que ésta parece ser la única serie representativa de los tipos de rendimiento de los activos españoles, hay que buscar series extranjeras que se refieran a activos similares en características a éstos, a fin de que en la posible prima de riesgo no se estén acumulando, por ejemplo, los efectos de las distintas estructuras temporales de tipos de interés (a corto y a largo plazo). Así, hemos considerado que debíamos utilizar la serie de rendimientos de los bonos del estado con vencimiento a tres años (FMI línea 61a) para los activos estadounidenses.

La riqueza mundial se aproxima por la suma de la riqueza de varios países, valorada en todos los casos en millones de dólares. Además de España y EE.UU., se incluyen Francia, Alemania, Reino Unido e Italia. La riqueza de cada país se estima acumulando sobre un valor inicial, los superávits por cuenta corriente (FMI línea 77a) y las emisiones netas de deuda gubernamental calculada a partir de los volúmenes de deuda del gobierno en circulación (FMI línea 88).

Los valores iniciales de riqueza son (en millones de dólares): Estados Unidos 415.041.000; Alemania 80.779.000; Francia 86.950.000; Gran Bretaña 58.452.000. Estos son los valores correspondientes al cuarto trimestre de 1973 y están disponibles en Frankel (1984). Sólo en el caso de EE.UU. y de Alemania se tratan de datos de riqueza como tales. Los valores de la riqueza de Francia y Gran Bretaña, son estimaciones y se calculan suponiendo que la riqueza de cada país es proporcional a la de Estados Unidos en la misma medida en que se encuentre el PNB de 1977 valorado a precios de mercado de cada país con el de Estados Unidos en dicho período. Procediendo de forma análoga, los valores de riqueza inicial son para Italia 45.497.142 y para España 25.519.340.

Tanto los saldos de la balanza comercial, como el nivel de endeudamiento se encuentran en las «Estadísticas Financieras Internacionales» del FMI y se expresan en millones de dólares convirtiéndolos por el tipo medio del tipo de cambio del período (FMI línea rf). Para Alemania, Francia, Italia (34) y Estados Unidos, el dato de deu-

---

(34) Los datos referentes a la deuda italiana no están disponibles trimestralmente en los años 1973 a 1975 y se calculan por interpolación. Por el momento tampoco están disponibles los datos de 1986.

da viene representado por el total del endeudamiento del gobierno al final del período, tanto de deuda interna, como de deuda externa, que según la metodología del FMI se diferencia por el lugar de residencia del prestamista (salvo en el caso francés, que distingue por la moneda en que se emite). Como para Gran Bretaña no está disponible esta última serie, al igual que Frankel, acumulamos los déficits públicos (FMI línea 80) sobre un dato inicial de deuda del gobierno: 37.156 millones de libras esterlinas en marzo de 1973.

En el caso de España, esto es más complejo puesto que los datos de deuda no están disponibles trimestralmente en el FMI, mientras que los datos del Boletín Estadístico del Banco de España son mensuales. La emisión de deuda se aproxima mediante la acumulación trimestral de la emisión neta mensual de títulos por parte del Estado (Boletín Estadístico del Banco de España) convertida en dólares por el tipo de cambio comprador medio de cada mes.

Para España hay que construir, además, una serie de activos en pesetas, que aproxime la oferta mundial de activos españoles. Esta serie se calcula como la suma de la deuda gubernamental denominada en pesetas más la acumulación de las ventas del Banco de España de activos en pesetas, como consecuencia de las intervenciones en el mercado de cambios.

La deuda gubernamental en cada momento, es la suma de la deuda total del período anterior, más el déficit público de ese período. Como dato inicial de endeudamiento se toma el valor de 8.339,82 millones de dólares (FMI, año 1972, líneas 88a.h. y 89a.h. Anuario de Estadísticas Financieras Internacionales de 1985). Si a esta serie se le resta el nivel de deuda externa (Boletín Estadístico del Banco de España) se obtiene la deuda gubernamental denominada en pesetas (35).

Las ventas acumuladas de activos en pesetas, por parte del Banco de España en las intervenciones en el mercado cambiario, se computan como la acumulación de las variaciones totales de reservas período a período, sobre un dato inicial del valor en millones de dólares de todas las reservas internacionales españolas: 5.014 (FMI línea 79.k.d cambiada de signo), menos las contrapartidas por asignación de DEG —nuevas aportaciones— (FMI línea 78.b.d), menos las ganancias de capital (FMI línea 78.d.d y desde 1983 línea 78.c.d) debidas al cambio de valor de las reservas, como consecuencia de variaciones en el valor de las divisas.

Nos faltaría por tener en cuenta los activos en pesetas que mantienen el resto de bancos centrales como reservas para determinar más exactamente la oferta mundial de activos españoles, pero estos datos no están disponibles. En cualquier caso, tampoco es difícil asumir que su efecto sea despreciable (36).

---

(35) Para el Banco de España la deuda externa es la emitida en moneda extranjera y también en pesetas convertibles, si bien ésta supone un porcentaje ínfimo del total de la deuda externa, lo que nos permite ignorarla.

(36) Puede consultarse el (International Monetary Fund: Annual Report 1987) para corroborar esta afirmación. Bien se trate del total de los países o sólo de los países desarrollados, sus bancos centrales mantienen como reservas dólares, marcos y libras en porcentajes próximos al 90% de sus reservas. En ningún caso aparece la peseta.



## REFERENCIAS

- ALIBER, R.Z. (1973): «The Interest Parity Theory: A Reinterpretation». *Journal of Political Economy*, 81, pp. 1451-59.
- BARR, D. (1984): «Empirical Investigation of Exchange Rate Determinants: A Survey». Centre for Labour Economics. *Discussion Paper 188*. London School of Economics.
- BRANSON, W. H. y HENDERSON, D. W. (1985): «The Specification and Influence of Asset Markets», en Jones, R. W. y Kenen, P. B. (eds.): *Handbook of International Economics*, North-Holland, pp. 749-805.
- CUMBY, R. E. y OBSTFELD, M. (1981): «A Note on Exchange-Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis». *Journal of Finance*, 36, pp. 697-70.
- DAVIDSON, R. y MACKINNON, J. G. (1985): «Heteroskedasticity Robust Tests in Regressions Directions». *Annales de L'INSEE*, 59/60, pp. 183-217.
- DOLADO, J. J. y DURÁN, J. (1983): «Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta/dólar». *Información Comercial Española*, 604, pp. 95-108.
- DOLADO, J. J. (1988): «Innovación financiera, inflación y estabilidad de la demanda de ALP en España». *Servicio de Estudios del Banco de España*.
- DOMOWITZ, I. y HAKKIO, C. S. (1985): «Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market». *Journal of International Economics*, 19, pp. 47-66.
- DOOLEY, M. e ISARD, P. (1980): «Capital Controls, Political Risk, and Deviations from Interest-Rate Parity». *Journal of Political Economy*, 88, pp. 370-84.
- DOOLEY, M. e ISARD, P. (1982): «A Portfolio Balance Rational Expectations Model of the Dollar Mark Exchange Rate». *Journal of International Economics*, 12, pp. 257-76.
- DOOLEY, M. e ISARD, P. (1983): «The Portfolio-Balance Model of Exchange Rates and Some Structural Estimates of the Risk Premium». *IMF Staff Papers*, n.º 30, pp. 683-702.
- DORNBUSCH, R. (1980): «Exchange Risk and the Macroeconomics of Exchange Rate Determination». *Mimeo*, MIT.
- ENGLE, R. F. (1982): «Autorregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation». *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- ENGLE, R. F. (1983): «Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model». *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, pp. 286-301.
- ENGLE, R. F., LILIEN, D. M. & ROBINS, R. P. (1987): «Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model». *Econometrica*, 55, pp. 391-407.
- FAMA, E. (1970): «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work». *Journal of Finance*, pp. 383-417.
- FRANKEL, J. A. (1982): «A Test of Perfect Substitutability in the Foreign Exchange Market». *Southern Economic Journal*, 49, pp. 406-416.
- FRANKEL, J. A. (1983): «Estimation of Portfolio-Balance Functions that are Mean-Variance Optimizing. The Mark and the Dollar». *European Economic Review*, 23, pp. 315-327.
- FRANKEL, J. A. (1984): «Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination», en Bilson, J.F.O. and Marton, R. C. (eds.) (1984): *Exchange Rate Theory and Practice*, pp. 239-260.
- FRANKEL, J. A. y ENGEL, C. M. (1984): «Do Asset-Demand Functions Optimize Over the Mean and Variance of Real Returns? A Six-Currency Test». *Journal of International Economics*, 17, pp. 309-323.
- FRANKEL, J. A. y MACARTHUR, A. T. (1988): «Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials. A Study of Forward Rates for 24 Countries». *European Economic Review*, 32, pp. 1083-1121.
- 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*, 88, pp. 829-853.
- JOHNSTON, J. (1984): *Econometric Methods*, McGraw-Hill.
- LEVICH, R. M. (1979): «Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behaviour, Rate Determination and Market Efficiency», en Jones R. W. y Kenen, P. B. (eds.): *Handbook of International Economics*, North-Holland, pp. 979-1040.
- MACKINNON, J. G. y WHITE, H. (1985): «Some Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimators Whit Improved Finite Sample Properties», *Journal of Econometrics*, 29, pp. 305-25.

- MACDONALD, R. (1988): *Floating Exchange Rates. Theories and Evidence*. Unwin Hyman.
- MAÑAS, L. A. (1988): «Dinámica de corto plazo de los tipos de cambio: volatilidad y opciones sobre divisas», *Cuadernos Económicos del I.C.E.*, 1988/1, pp. 9-47.
- MARTÍNEZ, J. A. y otros (1982): *Economía Española: 1960-1980*. Blume.
- ORTS, V. (1987): «Movilidad de capital y sustituibilidad entre activos en la dinámica del tipo de cambio y de la balanza por cuenta corriente». *Cuadernos de Economía*. 15, pp. 543-575.
- PAGAN, A. R. (1984): «Model Evaluation by Variable Addition», en HENDRY, D. F. y WALLIS, K. F.: *Econometrics and Quantitative Economics*. Basil Blackwell, pp. 103-133.
- SANCHÍS, M. (1984): *La integración Monetaria de España en el Sistema Monetario Europeo*. Tesis doctoral presentada en la Universidad de Valencia.
- SPANOS, A. (1986): *Statistical Foundations of Econometric Modelling*. Cambridge University Press.
- WEISS, A. A. (1986): «ARCH and Bilinear Time Series Models, Comparison and Combination». *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, pp. 49-70.
- WHITE, H. (1980): «A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and A Direct Test for Heteroskedasticity». *Econometrica*, 48, pp. 817-838.