

# La Transición al Euro y la Prima de Riesgo en el Mercado de Divisas

JUAN ÁNGEL JIMÉNEZ MARTÍN<sup>#</sup>

RODRIGO PERUGA URREA<sup>&</sup>

## Resumen:

Este artículo trata de identificar los determinantes de las primas de riesgo en algunas de las monedas europeas justo antes de la Unión Monetaria. Los autores proponen un modelo de determinación del tipo de cambio y derivan una expresión para la prima *forward*. Esta expresión incluye variables monetarias y de producción y como novedad incorpora el efecto de la incertidumbre derivada de la política macroeconómica del estado. Esto es la principal contribución teórica del papel. Bajo supuestos estándar, esta fórmula se simplifica sustancialmente y permite aplicar el análisis de regresión. Después se estiman regresiones para cada una de las monedas, utilizando las medidas habituales de los agregados monetarios y la producción, junto con los tipos de interés *Swaps*, que se utilizan para medir el riesgo asociado a la política macroeconómica. Esta es la principal contribución empírica del trabajo.

**Palabras Clave:** Primas de Riesgo, *Peso Problem*, Incertidumbre Macroeconómica, Sistema Monetario Europeo.

**Clasificación JEL:** F31, F41, G12, G15

## Abstract:

The goal of this paper is to identify the main determinants of the risk premium in some European currency markets just before the EMU. To do this the authors propose an exchange rate model and derive a formula for the forward premium. This formula includes money and production variables and is quite standard, except for the inclusion of macroeconomic policy risk. This inclusion is the main theoretical contribution of the paper. Under some standard assumptions, this formula simplifies substantially and becomes amenable to regression analysis. Then, using standard measures of money and production and the interest rate swaps, which are intended to be measures of macroeconomic policy risk, the regression is estimated. This inclusion is the main empirical contribution of the paper.

**Keywords:** Risk premium, *Peso Problem*, Macroeconomic policy risk, European monetary System

**JEL Classification:** F31, F41, G12, G15

---

<sup>#</sup> Dpto. de Fundamentos de Análisis Económico II, Universidad Complutense de Madrid. España.  
Email:juanangel@ccee.ucm.es

<sup>&</sup> Dpto. de Fundamentos de Análisis Económico II, Universidad Complutense de Madrid. España

## La Transición al Euro y la Prima de Riesgo en el Mercado de Divisas

### 1.- INTRODUCCIÓN

Se ha desarrollado un intenso trabajo teórico y empírico para analizar los factores determinantes del exceso de rendimiento en el tipo de cambio *forward* (Hodrick, 1987 y Bekaert y Hodrick, 1992), que ha supuesto un importante apoyo para identificar cuales son los factores de riesgo que conducen a la existencia de primas en el mercado de divisas. No obstante, el debate sobre el tamaño y variabilidad de la prima de riesgo continua siendo un asunto de especial relevancia en la literatura de economía financiera.

Existen varios enfoques que han tratado de explicar el exceso de rendimiento en los contratos *forward*. En primer lugar, aparece el enfoque ofrecido por los modelos de “Selección de Cartera”, según el cual la prima de riesgo depende directamente de la oferta de activos y de la aversión al riesgo de los inversores (Frankel, 1982). Un segundo enfoque es el de los modelos intertemporales de valoración de activos que se desarrolla a partir de Lucas (1982) y que vincula el comportamiento de los mercados financieros al de los mercados de bienes. En esta línea, Hansen y Hodrick (1983), Kaminsky y Peruga (1990) y Hu (1997) establecen que el tipo de cambio es función de las variables fundamentales del modelo (oferta monetaria y nivel de producción o renta real). En el equilibrio, el exceso de rendimiento en el mercado de divisas está determinado por las preferencias de los agentes y por la volatilidad de las variables fundamentales. Por último, existe un tercer enfoque que sugiere que el exceso de rendimiento en los tipos *forward* está relacionado con el efecto conocido como el “Problema del Peso”<sup>1</sup> (Krasker, 1980, Borensztein, 1987, Lewis, 1988 y Kaminsky y Peruga, 1991). Los agentes pueden esperar un cambio de política económica que afectará al tipo de cambio, pero que no

---

1 Esta explicación referida al “*Peso Problem*” toma el nombre de los estudios que se realizaron sobre el peso mexicano al principio de los años 70. Los operadores del mercado anticiparon una devaluación y durante un período prolongado de tiempo el peso se vendía con un descuento en el tipo *forward*, aunque el gobierno mantuvo su valor hasta 1976. Este efecto hizo que el tipo *forward* no fuese un predictor insesgado del tipo *spot* futuro durante un período finito de tiempo.

esta claro el momento en el que el gobierno la llevará a cabo. Este efecto “Peso” aparecerá, aunque el cambio de política no se produzca.

Este trabajo es otro intento de identificar los determinantes de la prima de riesgo en el mercado de divisas. En particular, nuestro estudio está motivado por el período de transición hacia la moneda única europea en el que se produjeron numerosos episodios de incertidumbre acerca del éxito final del proceso y sobre qué monedas específicas alcanzarían los requisitos necesarios para participar en la unión monetaria. Esta incertidumbre afectó de manera desigual a las diferentes monedas dependiendo del comportamiento macroeconómico de sus respectivos países, llegando a ocasionar importantes ataques especulativos contra las más débiles del Sistema Monetario Europeo (SME). Entre 1992 y 1998 la incertidumbre macroeconómica afectó al riesgo de las diferentes monedas. El objetivo del presente trabajo es desarrollar y contrastar empíricamente un modelo que caracterice la prima de riesgo en el mercado de divisas como una función explícita de la incertidumbre económica observable por los individuos.

En una primera etapa se plantea el modelo teórico para identificar dos posibles fuentes de incertidumbre macroeconómica que, generalizando los trabajos anteriores, combina el segundo y tercer enfoque mencionados más arriba. Por un lado, utilizando el marco que propone Hu (1997), se establece la relación entre el exceso de rendimiento en los contratos *forward* y la volatilidad de la masa monetaria y el nivel de producción real del país en cuestión. En este caso se trata de medir el efecto sobre la prima de riesgo de lo que se va a denominar incertidumbre macroeconómica fundamental (comportamiento estocástico de la masa monetaria y nivel de producción real). Adicionalmente, se incorpora al modelo otra fuente relevante de incertidumbre generada por los posibles cambios en la política macroeconómica del gobierno. Se está pensando en aquellos países del SME que para acceder a la moneda única deberían adaptar sus políticas macroeconómicas para controlar la inflación y el déficit público. Estos cambios en la política de gasto tendrán un efecto directo en el consumo de los agentes afectando a las decisiones de inversión. En el momento de tomar las decisiones existe una determinada probabilidad de que esas políticas se lleven a cabo, lo que incrementa la incertidumbre sobre la moneda del país en cuestión.

Una vez caracterizado el modelo de la prima de riesgo que incorpora estas dos fuentes de incertidumbre, se contrasta empíricamente en las relaciones bilaterales entre el franco francés, la libra esterlina, el marco y la peseta. Los resultados demuestran que el mayor poder explicativo del modelo se manifiesta en el periodo posterior a 1994, tras la aprobación por los parlamentos nacionales de los criterios de convergencia hacia la moneda única. Adicionalmente es la incertidumbre sobre la política macroeconómica la que, en líneas generales, exhibe un poder explicativo más uniforme

Es importante resaltar que todavía quedan tres países del SME (Reino Unido, Dinamarca y Suecia) por incorporarse al euro. Además la Unión Europea está en fase de expansión hacia el Este. Por lo tanto, aunque este trabajo tiene una perspectiva histórica del camino hacia la moneda única, la metodología desarrollada aquí es válida para el estudio de las posibles primas en las monedas de cualquiera de estos países.

El presente trabajo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se desarrolla el modelo teórico que caracteriza la condición de Euler en el consumo a partir de la cual se obtiene una expresión teórica de la prima de riesgo. En la tercera sección se caracteriza la economía con las preferencias de los agentes y el comportamiento estocástico de las variables, para obtener una expresión contrastable empíricamente de la expresión de la prima de riesgo. En la cuarta sección se estima la ecuación de la prima de riesgo y se presenta los resultados. En la sección cinco se muestran las conclusiones. Por último, se presenta un apéndice con las tablas y gráficos.

## **2.- MODELO TEÓRICO**

El modelo teórico que se utiliza en el presente trabajo se deriva directamente del propuesto por Lucas (1982). Se trata de un sencillo modelo de equilibrio general dinámico del que se obtiene primero la condición de optimalidad en el consumo intertemporal, y a partir de esta condición de Euler se derivan expresiones para los tipos de cambio *spot* y *forward* de equilibrio. Finalmente, se utilizan estas

expresiones del tipo de cambio para caracterizar el exceso de rendimiento en la especulación en los mercados de divisas y la correspondiente prima de riesgo en los tipos *forward*.

El modelo considera un entorno con dos países (doméstico y extranjero) y dos bienes perecederos  $\mathbf{x}^D$  y  $\mathbf{x}^F$ . En cada periodo de tiempo los países reciben una dotación estocástica de un sólo tipo de bien. Por ejemplo, supondremos que en el periodo  $t$  el país doméstico (extranjero) recibe una dotación  $\mathbf{Y}_t^D$  ( $\mathbf{Y}_t^F$ ) del bien  $\mathbf{x}^D$  ( $\mathbf{x}^F$ ) y nada del otro bien. Por tanto,  $\mathbf{R}_t=(\mathbf{Y}_t^D, \mathbf{Y}_t^F)$  define el vector de estado para las dotaciones reales del sistema. Además, en cada país se utiliza una moneda de pago diferente, necesaria para la adquisición de sus respectivos bienes. En cada periodo los países reciben una dotación estocástica,  $\mathbf{M}_t^D$  y  $\mathbf{M}_t^F$ , de su correspondiente moneda, de forma que  $\mathbf{N}_t=(\mathbf{M}_t^D, \mathbf{M}_t^F)$  define el vector de estado para las dotaciones nominales del sistema. Supondremos que las dotaciones reales y los *stocks* monetarios siguen un proceso estocástico multivariante que especificaremos más adelante.

En cada país existe un consumidor representativo con idénticas preferencias que maximiza la siguiente función objetivo:

$$E_t \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} U(c_{is}^D, c_{is}^F) \right] \quad 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

donde  $c_{is}^D$  e  $c_{is}^F$  representan los consumos de los dos bienes  $\mathbf{x}^D$  y  $\mathbf{x}^F$  del agente representativo en el país  $i$  para el periodo  $s$ . La función de utilidad  $U(*)$  se supone que está acotada, es continuamente diferenciable, creciente en ambos argumentos y estrictamente cóncava, siendo  $\beta$  un factor de descuento constante.

En el equilibrio, los agentes intentan diversificar el máximo riesgo consumiendo la mitad de las dotaciones de cada país (*pooling equilibria*).<sup>2</sup> En tal equilibrio, el precio relativo de  $\mathbf{x}^F$  en términos de  $\mathbf{x}^D$  (también llamado el tipo de

<sup>2</sup> La solución denominada *pooling equilibria* suele derivarse en un contexto de mercados financieros completos, en donde los agentes pueden asegurarse contra todo el riesgo diversificable intercambiando derechos sobre porciones equivalentes de toda producción futura. Sin embargo, en modelos con mercados incompletos el grado de diversificación del riesgo puede ser considerablemente menor, por lo que el volumen de intercambios entre países (comercio exterior) puede reducirse a niveles muy inferiores a los postulados en el modelo.

cambio real, medido en unidades de  $\mathbf{x}^D$  por cada unidad de  $\mathbf{x}^F$ ),  $\mathbf{p}_R$ , depende sólo del vector de estado real del sistema,  $\mathbf{R}_t$ , y viene dado por la siguiente condición de indiferencia en la sustitución intratemporal en el consumo,

$$p_{Rt} = \frac{U_F(Y_t^D/2, Y_t^F/2)}{U_D(Y_t^D/2, Y_t^F/2)} \quad (2)$$

donde se iguala el precio relativo a la tasa marginal de sustitución intratemporal.

Se supone que la economía está sujeta a una restricción de *cash in advance*. Al comienzo de cada periodo los consumidores reciben la dotación de dinero de su propio país, y dado que el dinero no produce utilidad directa, los consumidores lo gastan todo en bienes. Sin embargo, para procurarse los bienes extranjeros necesitan primero intercambiar divisas mediante contratos *spot* o contratos *forward* a los correspondientes precios de equilibrio. Dado que los mercados de bienes están en continuo equilibrio, del anterior supuesto se deducen las siguientes relaciones para los precios nominales de los bienes:

$$P^D(R_t, N_t) = M_t^D / Y_t^D \quad (3)$$

$$P^F(R_t, N_t) = M_t^F / Y_t^F$$

Estas expresiones representan las típicas ecuaciones derivadas de la teoría cuantitativa del dinero con velocidad unitaria.

Invirtiendo la definición del tipo de cambio real, a partir de las ecuaciones (2) y (3) se puede obtener la expresión del tipo *spot* de equilibrio (en unidades de moneda nacional por moneda extranjera) que satisface el arbitraje en el mercado internacional de bienes (paridad del poder adquisitivo)

$$S_t = \frac{P^D}{P^F} p_{Rt} = \frac{M_t^D Y_t^F}{M_t^F Y_t^D} \cdot \frac{U_F(Y_t^D/2, Y_t^F/2)}{U_D(Y_t^D/2, Y_t^F/2)} \quad (4)$$

La ecuación (4) es típica de los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio, donde éste depende positivamente de la oferta de dinero y negativamente del nivel de dotaciones reales del país doméstico, siendo la relaciones con las

variables del país extranjero las contrarias. Nótese que  $S_t$  no es el tipo medio al que se intercambian los *stocks* de dinero de los dos países,  $M_t^D/M_t^F$ , sino el tipo marginal de intercambio bajo condiciones de equilibrio en el consumo.

Alternativamente, el intercambio de monedas se puede realizar mediante contratos *forward* que ofrecen la oportunidad a los consumidores de asegurarse contra la incertidumbre en el poder adquisitivo futuro de sus respectivas monedas. En el presente modelo suponemos que estos contratos tienen una duración de una unidad de tiempo y se adquieren al final de cada periodo. Por tanto, los contratos *forward* determinan el reparto de monedas en el periodo siguiente. Para obtener el precio *forward* del tipo de cambio (en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera) se utiliza una condición de arbitraje similar a la de la paridad cubierta del tipo de interés.

Consideremos primero el precio en el periodo  $t$  de un contrato que garantiza con certidumbre una unidad de moneda nacional en el periodo  $t+1$ . Dadas las dotaciones monetarias y reales en el país doméstico en cada periodo, la cantidad de bien  $\mathbf{x}_{t+1}^D$  cuyo costo es una unidad de moneda nacional en el periodo  $t+1$  viene dada por la expresión,

$$\frac{1}{P^D(R_{t+1}, N_{t+1})} = \frac{Y_{t+1}^D}{M_{t+1}^D} = \pi_{t+1}^D \quad (5)$$

que captura el poder de compra de una unidad de moneda nacional en el periodo  $t+1$ . De acuerdo a nuestro modelo, cada una de las  $\pi_{t+1}^D$  unidades de  $\mathbf{x}_{t+1}^D$  producirán una satisfacción igual a su utilidad marginal,  $U_D(1/2Y_{t+1}^D, 1/2Y_{t+1}^F)$ , que debe ser descontada por el factor  $\beta$  para obtener la utilidad equivalente en el periodo  $t$ . Por tanto, el precio en términos reales de dicho contrato es la cantidad de bien  $\mathbf{x}_t^D$  que produce en el presente la misma utilidad esperada descontada que  $\pi_{t+1}^D$  unidades de bien  $\mathbf{x}_{t+1}^D$ . Es decir, el precio en unidades de  $\mathbf{x}_t^D$  de dicho contrato es,  $\pi_{t+1}^D E_t[\beta U_D(1/2Y_{t+1}^D, 1/2Y_{t+1}^F)] / U_D(1/2Y_t^D, 1/2Y_t^F)$ . Finalmente, la conversión a unidades nominales del precio de ese contrato se obtiene multiplicando esa cantidad real por el precio  $P^D(R_t, N_t)$ , o dividiendo por su inversa  $\pi_t^D$ . Por tanto, podemos afirmar que el precio en moneda nacional de un contrato que paga con certeza una unidad de moneda nacional en el periodo  $t+1$  es:

$$b_t^D = \frac{E_t \left[ \beta U_F \left( Y_{t+1}^D/2, Y_{t+1}^F/2 \right) \right] \pi_{t+1}^D}{U_D \left( Y_t^D/2, Y_t^F/2 \right) \pi_t^D} = E_t \left[ q_{t+1}^D \right] \quad (6)$$

De igual manera, podemos calcular el precio en moneda extranjera de un contrato que garantice con certidumbre 1 unidad de moneda extranjera en el periodo  $t+1$ . Repitiendo la condición de arbitraje intertemporal con el bien  $\mathbf{x}^F$ , el precio de ese contrato es,

$$b_t^F = \frac{E_t \left[ \beta U_F \left( Y_{t+1}^D/2, Y_{t+1}^F/2 \right) \right] \pi_{t+1}^F}{U_F \left( Y_t^D/2, Y_t^F/2 \right) \pi_t^D} = E_t \left[ q_{t+1}^F \right] \quad (7)$$

donde  $\pi_t^F$  es el poder adquisitivo de una unidad de moneda extranjera en términos de  $\mathbf{x}^F$  en el periodo  $t$ . En conclusión, los precios de los contratos en (6) y (7) se derivan como expectativas condicionales de las tasas marginales de sustitución intertemporal en la moneda doméstica y la moneda extranjera, respectivamente.

Consideremos ahora dos estrategias inversoras alternativas. La primera consiste en invertir una unidad de moneda nacional en el contrato seguro en dicha moneda, cuyo rendimiento seguro es  $1/b_t^D$ . La segunda estrategia replica la paridad cubierta del tipo de interés y consiste en convertir la unidad de moneda nacional en moneda extranjera al tipo de cambio actual ( $1/S_t$ ), invertir esa cantidad en un contrato sin riesgo en dicha moneda (cuyo rendimiento es  $1/b_t^F$ ), para finalmente convertir a moneda nacional el resultado de la inversión mediante contratos *forward* en divisas al precio  $F_t^{t+1}$ . Si no existe otro riesgo en el mercado, que el derivado del comportamiento estocástico de las dotaciones, los inversores deben mostrarse indiferentes entre ambas estrategias, por lo que la condición de arbitraje implica la siguiente equivalencia,

$$\frac{1}{b_t^D} = \frac{F_t^{t+1}}{S_t b_t^F} \quad (8)$$

de donde sustituyendo  $b_t^D$  y  $b_t^F$  por sus valores en (6) y (7), se puede obtener finalmente la expresión del tipo de cambio *forward* de equilibrio:



$$F_t^{t+1} = S_t \frac{E_t \left[ \frac{F}{q_{t+1}} \right]}{E_t \left[ \frac{D}{q_{t+1}} \right]} \quad (9)$$

Por último, podemos caracterizar la prima de riesgo en el mercado de divisas comparando los rendimientos esperados de inversiones en moneda extranjera con contratos *spot* y con contratos *forward*. Tomando expectativas condicionales sobre el tipo *spot* futuro  $S_{t+1}$  en (4) y restándole el valor del tipo *forward*  $F_t^{t+1}$  en (9), podemos obtener una medida del exceso de rendimiento en los contratos *forward*,

$$E_t[S_{t+1}] - F_t^{t+1} = E_t \left[ \frac{M_{t+1}^D Y_{t+1}^F}{M_{t+1}^F Y_{t+1}^D} \cdot p_R(R_{t+1}, N_{t+1}) \right] - \frac{M_t^D Y_t^F}{M_t^F Y_t^D} \cdot \frac{E_t \left[ \frac{F}{q_{t+1}} \right]}{E_t \left[ \frac{D}{q_{t+1}} \right]} \cdot p_R(R_t, N_t) \quad (10)$$

La ecuación (10) indica que el exceso de rendimiento esperado de un contrato *forward* está determinado tanto por variables reales como por variables monetarias y, también, por las preferencias de los agentes que actúan como ponderaciones que determinan qué fuentes de incertidumbre macroeconómica, *shocks* reales o *shocks* nominales, se consideran más relevantes en ambas economías.

En general, el exceso de rendimiento (10) de los contratos *forward* será no nulo si las variables de estado real y nominal,  $\mathbf{R}$  y  $\mathbf{N}$ , son estocásticas, ya que en general  $E_t[M_{t+1}^D / Y_{t+1}^D] \dots E_t[M_{t+1}^D] / E_t[Y_{t+1}^D]$ . Por tanto, la prima de riesgo surge debido a la incertidumbre en las variables fundamentales del modelo. La incertidumbre capturada por el modelo descrito hasta ahora se corresponde a lo que hemos definido anteriormente como la incertidumbre económica fundamental, es decir, aquella ligada al comportamiento estocástico de la economía. Sin embargo, uno de nuestros objetivos consiste en incorporar al modelo otra fuente de incertidumbre ligada al comportamiento de la política macroeconómica gubernamental. Para ello, debemos introducir al gobierno en nuestro modelo.

Supongamos que existe en el país doméstico un gobierno que financia sus gastos con impuestos de cuantía fija. Este gasto se define en términos porcentuales de las dotaciones reales del país,  $G_t = \delta_t Y_t$ , donde  $\delta_t$  puede variar en el tiempo. Por tanto, el gasto público representa una nueva variable de estado del modelo cuya única consecuencia es reducir los recursos disponibles para el sector privado a  $(1-\delta_t) Y_t$ . Por

conveniencia, supondremos que el gobierno grava a sus residentes después de que se hayan fijado los precios y antes de que se proceda al intercambio de bienes entre países.<sup>3</sup> Como consecuencia, las expresiones derivadas anteriormente sufren una pequeña modificación que consiste en la sustitución de  $Y_t$  por  $(1-\delta_t) Y_t$ . Por tanto, la expresión de la prima de riesgo sería la ecuación (10), donde los vectores de estado se definen ahora como:  $\mathbf{R}_t = ((1-\delta_t)\mathbf{Y}_t^D, \mathbf{Y}_t^F)$  y  $\mathbf{R}_{t+1} = ((1-\delta_{t+1})\mathbf{Y}_{t+1}^D, \mathbf{Y}_{t+1}^F)$ .

### 3.- MODELO EMPÍRICO

La expresión (10), derivada en la sección anterior, es excesivamente genérica y por ello se hace difícil construir un contraste de la teoría sin añadir restricciones adicionales al modelo. En esta sección incorporamos al modelo tres tipos de supuestos que permiten alcanzar una formulación de la prima de riesgo empíricamente operativa. En primer lugar, plantearemos una alternativa a la propia noción de prima de riesgo con objeto de evitar algunos problemas prácticos. A continuación, se consideran las preferencias de los consumidores, ya que la función de utilidad es parte integral de la expresión de la prima de riesgo. Finalmente, para la obtención de expresiones explícitas de la prima de riesgo en función de la incertidumbre macroeconómica será preciso hacer supuestos acerca del comportamiento estocástico de las variables del modelo.

#### 3.1.- Definición operativa de la prima de riesgo

La definición de la prima de riesgo en (10) no es invariante ante cambios en las unidades de medida. En particular, está sometida al problema de la paradoja de Siegel debido a la desigualdad de Jensen.<sup>4</sup> Es decir, el valor de esta expresión de la prima de riesgo varía según estemos midiendo el tipo de cambio en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera ( $S_t$ ) o en unidades de moneda

<sup>3</sup> Dependiendo de la secuencia de actuaciones, la política impositiva podría afectar a los precios y generar asimetrías en los consumos de los dos países.

<sup>4</sup> La desigualdad de Jensen indica que, en general, para una variable aleatoria  $X$ ,  $E[1/X] \geq 1/E[X]$ .

extranjera por unidad de moneda nacional ( $1/S_t$ ). Para evitar este problema es usual en la literatura utilizar una definición de la prima de riesgo que incorpora una transformación logarítmica, ya que al ser la esperanza matemática un operador lineal, el cambio de unidades cambia el signo pero no su magnitud ( $E_t [\ln(1/S_{t+1})] = -E_t [\ln(S_{t+1})]$ ). Por ejemplo, si representamos por  $s_{t+1}$  el logaritmo de  $S_{t+1}/S_t$  (la tasa de depreciación de la moneda nacional), y por  $f_t^{t+1}$  el logaritmo de  $F_t^{t+1}/S_t$  (la tasa de depreciación del seguro cambiario o *forward premium*), podemos definir la nueva medida de la prima de riesgo como  $E_t [s_{t+1} - f_t^{t+1}]$ . Esta medida está relacionada con la expresión de la prima de riesgo (10) de la siguiente manera. Utilizando la aproximación  $\ln(x+1) \approx x$  cuando  $x$  es un valor pequeño, es fácil probar que  $E_t [s_{t+1} - f_t^{t+1}] \approx E_t [(S_{t+1} - F_t^{t+1})/S_t]$ . Es decir, la nueva formulación de la prima de riesgo es aproximadamente igual al exceso de rendimiento en el tipo *forward* expresado en términos porcentuales.

### 3.2.- Supuestos sobre la preferencias de los consumidores

Para seguir avanzando hacia una formulación contrastable de la prima de riesgo procedemos ahora a especificar la forma funcional de la utilidad de los consumidores. En particular, por conveniencia analítica elegimos una función de utilidad de tipo Cobb-Douglas con la siguiente formulación,

$$U(c_{it}^D, c_{it}^F) = \frac{\left[ (c_{it}^D)^\alpha (c_{it}^F)^{1-\alpha} \right]^{(1-\nu)}}{(1-\nu)} \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad 0 \leq \nu \text{ y } \nu \neq 1 \quad (11)$$

donde  $\nu$  es grado de aversión relativa al riesgo.<sup>5</sup> Se trata de una función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante sobre un índice de consumo Cobb-Douglas

---

<sup>5</sup> La función de utilidad Cobb-Douglas es consistente con la solución de *pooling equilibria*, ya que no es posible el disfrute de un bien sin el consumo de cierta cantidad del otro. No obstante, se han analizado funciones de utilidad alternativas típicas, como por ejemplo, una función de utilidad separable isoelástica. Las expresiones de la prima de riesgo obtenidas bajo los diferentes supuestos acerca de las preferencias son cualitativamente similares, y por ello no se presentan en el texto.

homogéneo de grado uno. Si  $v = 0$  los individuos son neutrales al riesgo y si  $v = 1$  la función de utilidad es logarítmica.

Utilizando esta expresión de la función de utilidad, junto con la ecuación (4) del tipo de cambio *spot* y se tiene en cuenta la política macroeconómica del gobierno, se puede obtener la siguiente expresión para la tasa de depreciación de la moneda doméstica:

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{(1 - \delta_{t+1}) M_{t+1}^D \left( \frac{M_{t+1}^F}{M_t^F} \right)^{-1}}{(1 - \delta_t) M_t^D \left( \frac{M_t^F}{M_t^F} \right)} \quad (12)$$

Nótese que debido a particularidades de la función Cobb-Douglas (homogénea de grado uno) y a la solución adoptada de *pooling equilibria*, en esta expresión de la tasa de depreciación no interviene el vector de estado para las dotaciones reales, aunque si aparece la variable de política económica  $(1 - \delta_t)$ . Bajo una función de utilidad Cobb-Douglas las dotaciones reales afectan al precio relativo y al índice de precios de igual manera pero en sentido inverso, por lo que sus efectos sobre el tipo *spot* se cancelan. Sin embargo, la variable de política macroeconómica  $\delta_t$  sólo influye en el precio relativo, a través del efecto que tienen las dotaciones reales sobre la utilidad marginal. Por construcción, esta variable no afecta al índice de precios, puesto que este depende de las dotaciones globales  $Y_t^D$  e  $Y_t^F$ . Por tanto, el efecto global de  $\delta_t$  sobre el tipo de cambio no se anula como era el caso para las dotaciones reales.<sup>6</sup>

Para derivar una expresión análoga con el tipo de cambio *forward* debemos sustituir primero la función de utilidad (11) en las ecuaciones (6) y (7) que caracterizan las esperanzas matemáticas de las tasas marginales de sustitución

---

<sup>6</sup> Por ejemplo, supongamos que las dotaciones reales y nominales de los dos países,  $Y$  y  $M$ , son constantes en el tiempo. Según (3), esto implica que los índices de precios  $P^D$  y  $P^F$ , también serán constantes. Ahora, supongamos que la proporción de gasto público se incrementa en el tiempo, de manera que  $\delta_{t+1} > \delta_t$ . Este incremento del gasto público reduce la cantidad de bien  $x$  disponible para el consumo privado, y esta escasez reduce el precio relativo del  $x^F$ ,  $p_R$ . Por tanto, el tipo de cambio *spot* disminuye causando una apreciación de la moneda nacional.

intertemporal de las dos monedas,  $E_t[q_{t+1}^F]$  y  $E_t[q_{t+1}^D]$ , y cuyo cociente es según (9) el *forward premium* o prima del seguro cambiario,

$$\frac{F_t^{t+1}}{S_t} = \frac{E_t[q_{t+1}^F]}{E_t[q_{t+1}^D]} = \frac{E_t \left[ \beta \left( \frac{1-\delta_{t+1}}{1-\delta_t} \right)^{\alpha(1-\nu)} \left( \frac{Y_{t+1}^D}{Y_t^D} \right)^{\alpha(1-\nu)} \left( \frac{Y_{t+1}^F}{Y_t^F} \right)^{(1-\alpha)(1-\nu)} \left( \frac{M_{t+1}^F}{M_t^F} \right)^{-1} \right]}{E_t \left[ \beta \left( \frac{1-\delta_{t+1}}{1-\delta_t} \right)^{(\alpha-1)-\nu\alpha} \left( \frac{Y_{t+1}^D}{Y_t^D} \right)^{\alpha(1-\nu)} \left( \frac{Y_{t+1}^F}{Y_t^F} \right)^{(1-\alpha)(1-\nu)} \left( \frac{M_{t+1}^D}{M_t^D} \right)^{-1} \right]} \quad (13)$$

Finalmente, tomando la esperanza condicionada en (12) y restando la expresión anterior obtenemos la medida de la prima de riesgo propuesta en la sección 3.1,  $E_t[S_{t+1}/S_t] - F_t^{t+1}/S_t$ .

### 3.3.- Supuestos sobre el comportamiento estocástico de las variables

Independientemente de la función de utilidad elegida, la expresión de la prima de riesgo contiene esperanzas condicionadas de productos de variables aleatorias. Bajo condiciones generales, los productos de variables aleatorias no tienen una distribución bien caracterizada que permita calcular sus esperanzas, por lo que se hace necesario incorporar al modelo restricciones sobre el comportamiento estocástico de las variables. Además, nuestro interés también se centra en encontrar formulaciones de la prima de riesgo que dependan de una manera inteligible de las principales fuentes de incertidumbre del modelo. Para ello será necesario caracterizar también el grado de dependencia estocástica entre dichas variables.

En lo que sigue consideraremos que las variables fundamentales del modelo tienen una distribución conjunta y, por tanto, no son necesariamente independientes.<sup>7</sup> Sin embargo, por consideraciones de cálculo, sí que impondremos independencia entre las dos fuentes principales de incertidumbre, la que hemos llamado incertidumbre fundamental y la asociada a cambios en la política macroeconómica. A continuación especificamos los supuestos estocásticos acerca de cada una de estas dos fuentes de incertidumbre por separado.

<sup>7</sup> El supuesto de independencia produce expresiones triviales de la prima de riesgo.

### 3.3.1.- Comportamiento estocástico de las variables fundamentales

Siguiendo una larga tradición en esta literatura, supondremos que las tasas de variación de las variables fundamentales del modelo,  $M$  e  $Y$ , tienen una distribución log-normal conjunta. Una variable aleatoria  $X$  tiene una distribución log-normal con parámetros  $(\mu, \sigma^2)$ , si su logaritmo,  $\ln(X)$ , tiene una distribución Normal  $(\mu, \sigma^2)$ . Por tanto, el supuesto de log-normalidad para las tasas de variación,  $X_{t+1}/X_t$ , no es un supuesto arbitrario, ya que en la mayor parte de las aplicaciones empíricas con variables económicas es habitual trabajar con las primeras diferencias de los logaritmos bajo el supuesto de normalidad, con objeto de eliminar los problemas de heteroscedasticidad y no estacionariedad.

### 3.3.2.- Comportamiento estocástico de la política macroeconómica

La segunda fuente de incertidumbre en nuestro modelo proviene de la posibilidad de que el gobierno cambie la magnitud del gasto público, afectando con ello a los recursos disponibles para el consumo privado. Como mencionamos anteriormente, suponemos que las decisiones de política económica son independientes del estado de la economía. Para modelar el comportamiento estocástico de la política económica seguimos una estrategia similar a la del denominado “Problema del Peso”. Consideramos que la política económica puede seguir dos regímenes posibles. En el primer régimen, que asociamos a una política macroeconómica expansiva, el gasto público representa una proporción  $\delta_0$  de la dotación real del país doméstico ( $G_t = \delta_0 Y_t^D$ ), mientras que en el segundo régimen, que asociamos a una política macroeconómica restrictiva, esa proporción de gasto público disminuye hasta  $\delta_1$  ( $G_t = \delta_1 Y_t^D$ ), con  $\delta_0 > \delta_1$ .

Inicialmente la economía se encuentra en el primer estado, caracterizado por  $\delta_0$ . Sin embargo, el mercado reconoce la posibilidad de que se produzca el cambio de política, asignando en cada periodo  $t$  una probabilidad,  $p_t$ , a que se produzca la reforma en el siguiente periodo. Por tanto, podemos definir tal probabilidad como,  $p_t = \text{Prob}(\delta_{t+1} = \delta_1 / I_t)$ , donde  $I_t$  es el conjunto de información disponible hasta el periodo “ $t$ ”. Esta probabilidad es cambiante en el tiempo, y su evolución dependerá del comportamiento de aquellos indicadores que los agentes consideren relevantes a la hora de prever las actuaciones futuras del gobierno. Recíprocamente, se define

como,  $1-p_t = \text{Prob}(\delta_{t+1} = \delta_0 / I_t)$ , a la probabilidad de que el régimen expansivo se mantenga un periodo más. Por tanto, la esperanza condicionada de la variable (binomial) de política económica  $\delta_{t+1}$  es,  $E_t[\delta_{t+1}] = p_t \delta_1 + (1-p_t)\delta_0$ .

### 3.4.- Expresiones de la prima de riesgo

Una vez especificado el comportamiento estocástico de las variables del modelo, estamos en condiciones de derivar expresiones explícitas de la prima de riesgo en función de las variables primitivas. Para obtener dichas expresiones basta con sustituir las esperanzas condicionadas que aparecen en las ecuaciones (12)-(13) por los valores apropiados a las características estocásticas de las diferentes variables.

Para facilitar el cálculo de las expresiones de la prima de riesgo, representaremos en minúsculas las tasas de variación de las distintas variables. Así,  $m_{t+1}^D = M_{t+1}^D / M_t^D$ ,  $m_{t+1}^F = M_{t+1}^F / M_t^F$ ,  $y_{t+1}^D = Y_{t+1}^D / Y_t^D$  e  $y_{t+1}^F = Y_{t+1}^F / Y_t^F$ , son variables aleatorias lognormales con parámetros  $(\mu_{m_{t+1}^D}, \sigma_{m_{t+1}^D}^2)$ ,  $(\mu_{m_{t+1}^F}, \sigma_{m_{t+1}^F}^2)$ ,  $(\mu_{y_{t+1}^D}, \sigma_{y_{t+1}^D}^2)$  y  $(\mu_{y_{t+1}^F}, \sigma_{y_{t+1}^F}^2)$ , respectivamente. De igual manera, representamos por  $g_{t+1}$  la variable de política económica que mide la tasa de variación en las dotaciones reales disponibles para el consumidor,  $g_{t+1} = (1-\delta_{t+1}) / (1-\delta_t)$ . Esta variable aleatoria puede tomar dos valores: con probabilidad  $p_t$  (probabilidad de cambio de régimen) toma el valor  $k = (1-\delta_1) / (1-\delta_0)$ , y con probabilidad  $1-p_t$  (probabilidad de que se mantenga el mismo régimen) toma el valor  $1 = (1-\delta_0) / (1-\delta_0)$ .

Consideremos primero la expresión (12) para la tasa de depreciación del tipo cambio *spot*, que según la notación adoptada puede representarse como,

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{1-\delta_{t+1}}{1-\delta_t} \frac{M_{t+1}^D}{M_t^D} \left( \frac{M_{t+1}^F}{M_t^F} \right)^{-1} = g_{t+1} m_{t+1}^D \left( m_{t+1}^F \right)^{-1} \quad (14)$$

Tomando ahora la esperanza condicionada del logaritmo de esta última expresión, bajo los supuestos estocásticos incorporados en la sección anterior, se obtiene,

$$E_t \left[ \ln(S_{t+1}/S_t) \right] = E_t \left[ \ln(g_{t+1}) + \ln(m_{t+1}^D) - \ln(m_{t+1}^F) \right] = \ln(k)p_t + \mu_{m_{t+1}^D} - \mu_{m_{t+1}^F} \quad (15)$$

Con la expresión del *forward premium* en (13) procedemos de manera diferente. Bajo el supuesto de independencia estocástica entre variables fundamentales y variables de política económica y recurriendo a la notación simplificada en términos de tasas de cambio de las variables, se obtiene la siguiente expresión para el *forward premium*.

$$\frac{F_t^{t+1}}{S_t} = \frac{E_t[q_{t+1}^F]}{E_t[q_{t+1}^D]} = \frac{E_t[g_{t+1}^{\alpha(1-\nu)}] E_t[(y_{t+1}^D)^{\alpha(1-\nu)} (y_{t+1}^F)^{(1-\alpha)(1-\nu)} (m_{t+1}^F)^{-1}]}{E_t[g_{t+1}^{(\alpha-1)-\alpha\nu}] E_t[(y_{t+1}^D)^{\alpha(1-\nu)} (y_{t+1}^F)^{(1-\alpha)(1-\nu)} (m_{t+1}^D)^{-1}]} \quad (16)$$

Sustituyendo las oportunas expresiones para las diferentes esperanzas condicionadas y después de algunas simplificaciones obtenemos,

$$\frac{F_t^{t+1}}{S_t} = \frac{k^{\alpha(1-\nu)} p_t + (1-p_t)}{k^{\alpha(1-\nu)-1} p_t + (1-p_t)} \exp\left(\mu_{m_{t+1}^D} \mu_{m_{t+1}^F}\right) x \exp\left(\frac{1}{2} \sigma_{m_{t+1}^F}^2 - \frac{1}{2} \sigma_{m_{t+1}^D}^2 + \alpha(1-\nu) (\sigma_{y_{t+1}^D m_{t+1}^F} \sigma_{y_{t+1}^D m_{t+1}^D}) + (1-\alpha)(1-\nu) (\sigma_{y_{t+1}^F m_{t+1}^D} \sigma_{y_{t+1}^F m_{t+1}^F})\right) \quad (17)$$

donde, por ejemplo,  $\sigma_{y_{t+1}^D m_{t+1}^F}$  representa la covarianza entre las variables normales subyacentes,  $\ln(y_{t+1}^D)$  y  $\ln(m_{t+1}^F)$ . Finalmente, restando el logaritmo de la expresión (17) de la ecuación (14), obtenemos la formulación explícita de la prima de riesgo,

$$\begin{aligned} E_t[s_{t+1} - f_t^{t+1}] &= E_t[\ln(S_{t+1}) - \ln(F_t^{t+1})] = \\ &= \ln(k) p_t - \ln\left(\frac{k^{\alpha(1-\nu)} p_t + (1-p_t)}{k^{\alpha(1-\nu)-1} p_t + (1-p_t)}\right) + \frac{1}{2} \sigma_{m_{t+1}^D}^2 - \frac{1}{2} \sigma_{m_{t+1}^F}^2 \\ &+ \alpha(1-\nu) (\sigma_{y_{t+1}^D m_{t+1}^F} \sigma_{y_{t+1}^D m_{t+1}^D}) + (1-\alpha)(1-\nu) (\sigma_{y_{t+1}^F m_{t+1}^F} \sigma_{y_{t+1}^F m_{t+1}^D}). \end{aligned} \quad (18)$$

### 3.4.1.- Interpretación de la prima de riesgo

La expresión empírica de la prima de riesgo obtenida en (18) contiene dos componentes diferenciados, que son la respuesta a las dos fuentes de incertidumbre incorporadas en el modelo. El primer término, asociado a la incertidumbre sobre la política macroeconómica, contiene términos no lineales en  $p_t$  de difícil interpretación intuitiva. Para entender mejor el comportamiento de la prima de riesgo ante variaciones en  $p_t$ , se ha simulado numéricamente dicha expresión para una serie de



valores razonables de los parámetros característicos de la función de utilidad. El Gráfico 1 en el apéndice, presenta los resultados de tales simulaciones para una parametrización concreta de la función de utilidad Cobb-Douglas. En dicho gráfico también se representa la función  $p_t(1-p_t)$ , expresión proporcional a la varianza de la variable binomial elegida para representar el comportamiento estocástico de la política fiscal.<sup>8</sup> Se puede apreciar que para rangos razonables del coeficiente de aversión al riesgo, las dos representaciones son muy similares. Por tanto, incrementos en la probabilidad de cambio de régimen que incrementan la volatilidad de la variable binomial de política fiscal, incrementan la prima de riesgo.

Esta prima de riesgo es nula cuando  $p_t$  es 0 o 1 (certeza acerca del régimen fiscal) y es máxima para valores intermedios de  $p_t$  (máxima incertidumbre acerca del régimen fiscal). También debe notarse que como consecuencia de la no linealidad en la expresión de la prima de riesgo, el efecto de un aumento de  $p_t$  sobre la prima no siempre tiene el mismo signo. Para valores pequeños ( $p_t < 1/2$ ), aumentos de la probabilidad aumentan la incertidumbre (volatilidad) de la política fiscal y, por lo tanto, tienen un efecto positivo sobre la prima, mientras que para valores grandes ( $p_t > 1/2$ ), el mismo aumento en la probabilidad reduce la incertidumbre y la prima de riesgo.

Dados los resultados anteriores y ante la dificultad en estimar las expresiones no lineales de la prima de riesgo, se ha decidido aproximar dicho término por el producto  $p_t(1-p_t)$ . Por tanto, la formulación empírica de la prima de riesgo a estimar es,

$$E_t[s_{t+1} - f_t^{t+1}] = \Delta p_t (1 - p_t) (\delta_0 - \delta_1)^2 + \frac{1}{2} \sigma_{m_{t+1}^D}^2 - \frac{1}{2} \sigma_{m_{t+1}^F}^2 + \alpha(1 - \nu) (\sigma_{y_{t+1}^D m_{t+1}^F} - \sigma_{y_{t+1}^D m_{t+1}^D}) + (1 - \alpha)(1 - \nu) (\sigma_{y_{t+1}^F m_{t+1}^F} - \sigma_{y_{t+1}^F m_{t+1}^D}) \quad (19)$$

donde  $\Delta$  es un coeficiente de proporcionalidad. En esta nueva expresión, el signo esperado en el coeficiente del término lineal,  $p_t$ , es positivo y el signo esperado en el

<sup>8</sup> La política presupuestaria del gobierno tiene la siguiente estructura  $G_t = \delta_t Y_t^D$ .  $\delta_t$  es una variable aleatoria binomial que puede tomar dos valores:  $\delta_1$  con una probabilidad  $p_t$  y  $\delta_0$  con probabilidad  $(1-p_t)$ . La varianza de esta variable es:  $\text{Var}(\delta_t) = p_t(1-p_t)(\delta_1 - \delta_0)^2$

coeficiente cuadrático,  $p^2_t$ , es negativo. El segundo grupo de términos que aparecen en la ecuación de la prima de riesgo reflejan la respuesta ante la incertidumbre cíclica de la economía y son función de las varianzas de las dotaciones nominales y reales,  $\sigma^2_{m^D_{t+1}}$ ,  $\sigma_{m^F_{t+1}}$ ,  $\sigma^2_{y^D_{t+1}}$  y  $\sigma^2_{y^F_{t+1}}$ , y de sus covarianzas intranacionales,  $\sigma_{y^D_{t+1}m^D_{t+1}}$  y  $\sigma_{y^F_{t+1}m^F_{t+1}}$ . Estos términos pueden ser explicados en base a su contribución a la volatilidad del poder de compra de las dos monedas, dadas las restricciones *cash in advance* que estamos suponiendo.<sup>9</sup>

Por ejemplo, un incremento en la variabilidad de las dotaciones nominales o reales del país doméstico, o una disminución de su covarianza, aumenta la volatilidad del poder de compra de la moneda nacional. Los consumidores extranjeros, adversos al riesgo, estarán dispuestos a pagar una prima para asegurarse el precio futuro de la moneda nacional a través de un contrato *forward*, haciendo que el tipo de cambio *forward*,  $F_t^{t+1}$ , medido en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera, disminuya. Por contra, un incremento en la variabilidad de las dotaciones nominales o reales del país extranjero, o una disminución de su covarianza, aumentan la volatilidad del poder de compra de la moneda extranjera, por lo que los consumidores nacionales estarán dispuestos a pagar una prima por la moneda extranjera en los contratos *forward*, haciendo que el tipo de cambio *forward*,  $F_t^{t+1}$ , aumente.

Además de su efecto en la volatilidad del poder de compra de las monedas, las covarianzas entre las dotaciones reales y nominales de los dos países,  $\sigma_{y^D_{t+1}m^D_{t+1}}$ ,  $\sigma_{y^F_{t+1}m^D_{t+1}}$ ,  $\sigma_{y^D_{t+1}m^F_{t+1}}$  y  $\sigma_{y^F_{t+1}m^F_{t+1}}$ , influyen sobre la prima de riesgo a través de otro mecanismo. La expresión (13) para el *forward premium* nos indica que estas covarianzas influyen sobre la volatilidad de las tasas marginales de sustitución intertemporal de cada moneda. Según las expresiones (6) y (7), en la volatilidad de  $q^D_{t+1}$  y  $q^F_{t+1}$  influyen tanto la volatilidad del poder de compra de las monedas,  $\pi^D_{t+1}$  y  $\pi^F_{t+1}$ , como la volatilidad de la tasa marginal de sustitución intertemporal del consumo. La oferta monetaria influye sobre el poder de compra de la propia moneda,

<sup>9</sup> Si definimos la tasa de variación del poder de compra de la moneda nacional (inflación) como,  $\pi_{t+1} = \ln(P^D_{t+1}/P^D_t)$ , de la ecuación (3) es fácil derivar que la variabilidad del poder adquisitivo del dinero tiene la siguiente expresión:  $\text{var}(\pi_{t+1}) = \text{var}(m^D_{t+1}) + \text{var}(y^D_{t+1}) - 2\text{cov}(m^D_{t+1}, y^D_{t+1})$ .

mientras que las dotaciones reales de los dos países influyen sobre la tasa marginal de sustitución intertemporal del consumo a través de la utilidad marginal. Por tanto, la covarianza entre dotaciones nominales y reales afecta a la volatilidad de  $q_{t+1}^D$  y  $q_{t+1}^F$ .

#### **4.- CONTRASTE EMPÍRICO DE LA PRIMA DE RIESGO**

Para contrastar la expresión (19) se va a utilizar una estrategia de estimación en dos etapas: en primer lugar, se obtienen las varianzas y covarianzas condicionales de las variables exógenas y se aproxima la probabilidad de convergencia; en segundo lugar, con esa información se estima la expresión (19) por MCO y se aplican los contrastes de especificación habituales. Dado que no todos los momentos condicionales de segundo orden son variables en el tiempo, se incorpora a la regresión un término constante. Dado que las variables fundamentales se miden de manera distinta en cada país, sus volatilidades no son directamente comparables, por lo que no es posible estimar el modelo bajo las restricciones de simetría internacional. Por tanto, sólo se estima la versión sin restringir del modelo que incorpora todos los momentos condicionales por separado. En ella, el contraste de las hipótesis se limita a la significatividad y el signo de los parámetros estimados

Esta sección está organizada de la siguiente manera. En primer lugar, se describen los datos empleados y se estudian sus características univariantes: estabilidad y grado de integración. Posteriormente, se describe la forma en la que se caracteriza la probabilidad de cambio de régimen,  $p_t$  y se utilizan modelos GARCH bivariantes para obtener estimaciones de los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales. Finalmente, se contrastan las diferentes versiones de los modelos de la prima de riesgo para cada una de las relaciones bilaterales de las monedas objeto de estudio.

##### **4.1.- Descripción de los datos**

Durante los últimos años del proceso de convergencia hacia el euro, los países que iban a formar parte del mismo, se impusieron restricciones importantes en la conducta de la política macroeconómica, tanto monetaria como fiscal. Las

oscilaciones económicas vividas en estos países (incertidumbre fundamental) y los cambios de política económica orientados al control de la inflación y el déficit público (incertidumbre en la política gubernamental), hacen de este periodo un escenario ideal para contrastar el modelo de la prima de riesgo derivado en este trabajo. Se analizan las relaciones bilaterales existentes entre la peseta, el marco, la libra esterlina y el franco francés. El periodo elegido para el análisis se inicia el 1 de Enero de 1986 tras la adhesión de España a la Comunidad Económica Europea (CEE), paso formal que abrió la posibilidad de pertenecer posteriormente a la moneda única, y termina en Abril de 1998, ya que en la primera semana de Mayo de 1998 el Consejo Europeo anunció las monedas que se incorporaban al área Euro el 1 de Enero de 1999.

Los datos utilizados tienen frecuencia mensual y corresponden a cuatro países: España (ESP), Alemania (ALE), Francia (FRA) y Reino Unido (RU). En datos mensuales, la variable disponible más adecuada para medir la actividad real es el índice de producción industrial (IPI) y el agregado monetario usado es M2. El periodo muestral utilizado para estas dos variables se extiende desde 1986:1 a 1998:04. Los datos para el IPI se han obtenido de la Dirección general de Previsión y Coyuntura (DGPC) que elabora el Ministerio de Economía y Hacienda y los datos de M2 provienen de las Estadísticas Financieras Internacionales publicadas por el Fondo Monetario Internacional, estando ambas variables desestacionalizadas.

Para el cálculo de las probabilidades de convergencia se utilizan los tipos de interés de los *swaps*, ya que estos tipos no se ven afectados por el llamado “riesgo de país”. Se han utilizado tipos de interés *swaps* a 3 años para todos los países. El periodo muestral utilizado para estos tipos de interés se extiende desde 1992:1 a 1998:04. Los tipos de interés de los *swaps* han sido obtenidos de *Data Stream*. Finalmente, los tipos de cambio *spot* y *forward* entre las diferentes monedas europeas se han calculado mediante arbitraje triangular a partir de sus tipos de cambio contra el dólar USA. Estas variables representan el valor (en unidad de moneda nacional por unidad de moneda extranjera) correspondiente al último día del mes y han sido proporcionados por el Banco de España. La muestra se extiende desde 1986:01 1998:04.

#### 4.2.- Orden de integración de las variables

En esta sección se presentan los resultados correspondientes a la aplicación de varios contrastes de raíces unitarias a cada una de las variables utilizadas en el presente estudio. Los contrastes utilizados son el tradicional test de Dickey-Fuller aumentado, ADF, y tres contrastes secuenciales derivados a partir de este, InfADF y MeanADF, que fueron inicialmente propuestos por Zivot y Andrews (1992), Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), y recientemente ampliados por Peruga y Fernandez (1997). Estos contrastes secuenciales son más robustos y potentes que el ADF en presencia de inestabilidades tales como cambios en la tendencia o valores atípicos.

La Tabla 1 que aparece en el Apéndice presenta los resultados de aplicar estos contrastes a los niveles y a las primeras diferencias de las distintas variables. Las variables que miden el exceso de rendimiento en los contratos *forward* (PRM(Pts/Dm), PRM(Pts/Ff), PRM(Pts/°), PRM(Ff/Dm), PRM(°/Ff) y PRM(°/Dm)) están definidas como  $\ln(S_{t+1}) - \ln(F_t^{t+1})$ , siendo todas ellas estacionarias. El resto de las variables, los diferenciales de interés *swaps* a tres años (DTI(Esp/Ale), DTI(Esp/Fra), DTI(Esp/Ru), DTI(Fra/Ale), DTI(Ru/Ale) y DTI(Ru/Ale)) las producciones industriales (IPIALE, IPIESP, IPIFRA e IPIRU) y las ofertas monetarias (M2ALE, M2ESP, M2FRA y M2RU), son todas  $I(1)$ . La hipótesis nula se rechaza para la variable M2RU en niveles, pero este rechazo es espúreo debido a la concavidad de las series.

De estos resultados se deduce que las variables fundamentales en nuestro estudio deben ser diferenciadas en el modelo de la varianza condicionada. Por otro lado, la no estacionariedad de las series del diferencial del tipo de interés no parece consistente con una prima de riesgo estacionaria. Sin embargo, este resultado puede ser debido a la suavidad de la serie y a lo reducido de la muestra.<sup>10</sup>

#### 4.3. - Análisis de la presencia de atípicos en las series

---

<sup>10</sup> En muestras más amplias, el diferencial de tipos de interés presenta más evidencia de estacionariedad.

Para llevar a cabo las estimaciones de los modelos GARCH es necesario tener en cuenta la influencia que pueda tener la presencia de observaciones anómalas en los datos. Previamente a la estimación multivariante, se ha llevado a cabo un detallado tratamiento de la series de IPI y M2 para los cuatro países, utilizando el programa econométrico TASTE<sup>11</sup>, que permite estimar de forma eficiente el efecto de cualquier factor determinista (impulsos, escalones) sobre la evolución de las variables. La variable que hemos utilizado como medida de la evolución monetaria, M2, presenta varias observaciones atípicas, especialmente en Alemania debido al proceso de unificación. Por contra, el IPI no presenta un número excesivo de datos anómalos en ninguno de los países analizados.

La medida de la prima de riesgo, construida como la diferencia entre el tipo de cambio *spot* y el tipo *forward*, presenta datos atípicos de forma sistemática, sobre todo en las relaciones bilaterales de la peseta, ya que esta moneda ha sufrido algunas devaluaciones pronunciadas durante el periodo. Consideramos que estas devaluaciones son en gran medida no anticipadas, por tanto, no son recogidas por los tipos *forward* ni a través de su función predictora ni a través de la prima de riesgo implícita en ellos. Las intervenciones se han realizado en las siguientes fechas: septiembre de 1992 (se devalúa la peseta un 5%), octubre de 1992 (la devaluación es de un 6%) y marzo de 1995 (la devaluación asciende a un 7%). También se producen fuertes ataques especulativos contra la peseta en abril de 1993, hecho que se pone de manifiesto al observar la variable durante este periodo. En las relaciones bilaterales en las que participa la libra (peseta / libra, libra / marco y libra / franco) nos encontramos con un dato anómalo en septiembre de 1992, fecha en la que el gobierno británico decide sacar temporalmente la libra esterlina del Sistema Monetario Europeo (SME). Puesto que la intervención parece estar justificada por los hechos relevantes que hemos descrito, la variable que utilizamos en las estimaciones definitivas están corregidas de estos efectos. De esta manera, evitamos que buena parte del poder explicativo del modelo de la prima de riesgo pueda estar inducido por las observaciones anómalas en los datos.

---

<sup>11</sup> TASTE es un programa econométrico diseñado para análisis univariante de series temporales. El proceso de estimación lo realiza por máxima verosimilitud exacta.

#### 4.4.- Cálculo de la probabilidad de cambio de régimen

Aunque en el modelo teórico la probabilidad de cambio de régimen,  $p_t$ , se refiere de manera limitada a un cambio en el nivel de gasto público, en un contexto más general puede representar cualquier cambio de política macroeconómica, siempre que este cambio afecte eventualmente a los niveles y a la volatilidad de las variables fundamentales. En particular, para nuestra aplicación empírica al caso europeo tenemos en mente un proceso de convergencia hacia la moneda única que requiere el cumplimiento de una serie de criterios y, por tanto, la adecuación de la política macroeconómica a tales fines. El cálculo de esta probabilidad de convergencia debe reunir dos características principales. En primer lugar, el procedimiento de cálculo debe reconocer que se trata de una medida sintética del posible cumplimiento de múltiples objetivos de política económica, y en segundo lugar, debe estar basada en información pública observable por los agentes económicos.

En el presente trabajo se ha elegido una aproximación empírica para determinar la probabilidad de transición, que aun no siendo totalmente satisfactoria presenta algunas indudables ventajas. Siguiendo criterios habituales en medios financieros, se considera que esta probabilidad es proporcional al diferencial de tipos de interés a largo entre los dos países.<sup>1213</sup> Este diferencial debe tender a cero si tanto el tipo de interés real como la inflación esperada convergen hacia unos objetivos comunes en los dos países. Lo más característico del comportamiento de los tipos a largo plazo es que dependen de manera crucial de las expectativas de los mercados acerca de las posibilidades que un país tiene de acceder al euro. El mantenimiento de

---

<sup>12</sup> Esta forma de medir la probabilidad de convergencia aparece en los trabajos de De Grauwe (1996) y Favero et al. (1997), así como la “Euro Calculadora” desarrollado por JP Morgan (1997)

<sup>13</sup> El cálculo básico es el siguiente. Sea  $DIF$  el diferencial de tipos de interés observado,  $DIF^{IN}$  el diferencial en caso de incorporación a la moneda única, y  $DIF^{OUT}$  el diferencial en caso de no incorporación a ella. Si  $p$  es la probabilidad de convergencia, entonces:  $DIF = p DIF^{IN} + (1-p) DIF^{OUT}$ . Si consideramos instrumentos financieros carentes de riesgo de país, como los swaps de tipo de interés, entonces podemos asumir que  $DIF^{IN} = 0$ , por lo que despejando  $p$  obtenemos:  $p = 1 - DIF / DIF^{OUT}$ . Finalmente, si suponemos que  $DIF^{OUT}$  es estable en el tiempo, la probabilidad de convergencia resulta una función inversa del diferencial observado.

unas estrategias coherentes de reducción de la inflación y de consolidación fiscal es una condición necesaria para una reducción en los diferenciales de tipos de interés a largo plazo, estrategias que han de gozar de la credibilidad de los mercados.

#### **4.5.- Especificación y estimación de los segundos momentos condicionales**

Se supone que las dotaciones reales y monetarias de cada país siguen una distribución lognormal conjunta y que las primeras diferencias de sus logaritmos tienen una dinámica que puede ser aproximada por un modelo VARMA, con innovaciones GARCH.<sup>14</sup> Se modela la oferta monetaria y la producción industrial en primeras diferencias de sus logaritmos, dada la no estacionariedad de estas series. La especificación VARMA tiene en cuenta el hecho de que hay interacciones entre las variables reales y nominales en la economía. Se permite que el término de error siga un proceso multivariante GARCH que capture la posible dependencia no lineal entre las perturbaciones.

Para identificar los modelos VARMA se estimaron las funciones de autocorrelación (ACF) y de autocorrelación parcial múltiple (PACF), y se calcularon algunos criterios de selección de retardos como el AIC de Akaike, el criterio de Hannan y Quinn, y el criterio de Schwarz, para determinar correctamente la estructura de la media del vector bivalente ( $\ln(m_t)$ ,  $\ln(y_t)$ ). El resultado de este proceso es la identificación de un modelo VARMA (1, 1) para España, un VAR (3) en Alemania, un VAR (2) regular y VAR (1) estacional para el Reino Unido, y en Francia identificamos un VAR (3) en la parte regular con un VAR (2) estacional. Cualquiera de las anteriores especificaciones encaja dentro de la siguiente representación general:

---

14 Los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) propuestos por Engle (1982) y luego generalizados (ARCH-M, GARCH y MGARCH) por Engle, Lilien y Robins (1985), Bollerslev (1986) y Baba, Engle, Kraft y Kroner (1991), constituyen hoy el procedimiento habitual de estimación de varianzas y covarianzas condicionales



$$\begin{aligned}
& \left( I + \begin{bmatrix} \phi_{11}^1 & \phi_{12}^1 \\ \phi_{21}^1 & \phi_{22}^1 \end{bmatrix} B + \begin{bmatrix} \phi_{11}^2 & \phi_{12}^2 \\ \phi_{21}^2 & \phi_{22}^2 \end{bmatrix} B^2 + \begin{bmatrix} \phi_{11}^3 & \phi_{12}^3 \\ \phi_{21}^3 & \phi_{22}^3 \end{bmatrix} B^3 \right)^* \\
& \left( I + \begin{bmatrix} \Phi_1^1 & 0 \\ 0 & \Phi_2^1 \end{bmatrix} B^{12} + \begin{bmatrix} \Phi_1^2 & 0 \\ 0 & \Phi_2^2 \end{bmatrix} B^{24} \right) \begin{pmatrix} \Delta \ln(m_t) \\ \Delta \ln(y_t) \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} + \left( I + \begin{bmatrix} \theta_{11}^1 & \theta_{12}^1 \\ \theta_{21}^1 & \theta_{22}^1 \end{bmatrix} B \right) \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}
\end{aligned} \tag{20}$$

donde:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, H_t = \begin{pmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{22t} \end{pmatrix} \tag{21}$$

En primer lugar, para disminuir el número de parámetros a estimar y facilitar la convergencia al estimar los modelo GARCH, se estiman los modelos de la media suponiendo que no existe heteroscedasticidad. Los resultados de la estimación de la ecuación (20) para los cuatro países se presentan en la Tabla 2. Se puede observar que muchos parámetros no son significativos, por lo que se procede a purgar de la especificación inicial todos aquellos retardos con un nivel de significación bajo (estadístico t inferior a 1.10). La Tabla 3 presenta los resultados para los mismos modelos bajo las restricciones nulas en los parámetros purgados. Comparando los resultados de las Tablas 2 y 3 se puede observar que los valores de los coeficientes, su significatividad y el valor del logaritmo de la función de verosimilitud apenas varían al imponer las restricciones.

En las últimas filas de la Tabla 3 se consignan los valores de los contrastes de heteroscedasticidad condicional, basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange (LM), calculados sobre los residuos que se obtienen de la estimación de modelo de la media. Así, LM<sub>i</sub>(j) es el valor del estadístico LM para la serie de residuos i (1=M2, 2= IPI), con j retardos. El valor Q-ST(j) es el estadístico de Ljung-Box de la correlación de orden j de la serie que se obtiene del producto cruzado entre los residuos. Las regresiones con un sólo retardo sirven para indicar la posible presencia de efectos ARCH, mientras que las regresiones con 4 retardos pueden indicar la posible presencia de efectos más persistentes de tipo GARCH. Los resultados señalan la presencia de heteroscedasticidad condicional de tipo GARCH

en la varianza de las ofertas monetarias de Francia y del Reino Unido, y en la covarianza entre la oferta monetaria y la producción industrial de Francia.

Los contraste anteriores llevan a plantear un modelo GARCH (1, 1) para estimar las varianzas y covarianzas condicionales de la expresión (21) que tendría el siguiente formato:

$$\begin{bmatrix} h_{11t} \\ h_{12t} \\ h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{01} \\ c_{02} \\ c_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1}^2 \\ \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ \varepsilon_{2t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11t-1} \\ h_{12t-1} \\ h_{22t-1} \end{bmatrix} \quad (22)$$

Para reducir la dimensionalidad del problema se han impuesto restricciones de diagonalidad ( $h_{ijt}$  depende sólo de sus propios retardos y de los retardos de  $\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}$ ) y la independencia internacional de las innovaciones (covarianzas entre países nulas). La estimación conjunta de los modelos de la media y la varianza condicional GARCH se realiza por máxima verosimilitud exacta, utilizando el programa E4 desarrollado por Terceiro *et al.* (2000).<sup>15</sup> El programa econométrico utiliza una representación alternativa de la ecuación (22) obtenida a través de una transformación de las variables, de forma que el modelo GARCH (1, 1) se puede reinterpretar como un VARMA (1, 1). Así, las estimaciones proporcionadas por el programa E<sup>4</sup> están relacionadas con las del modelo original de la siguiente manera,

$$\left( I - \begin{bmatrix} a_{11} + g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} + g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} + g_{33} \end{bmatrix} B \right) \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t-1}^2 \\ \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ \varepsilon_{2t-1}^2 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} v_{11} \\ v_{21} \\ v_{22} \end{bmatrix} + \left( I - \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} B \right) \begin{pmatrix} v_{11t} \\ v_{21t} \\ v_{22t} \end{pmatrix} \quad (23)$$

Como se puede observar, en el modelo (23) se obtienen estimaciones de la suma  $a_{ii} + g_{ii}$ . De esta manera, se puede verificar directamente la condición de estacionariedad de la varianza establecida por Bollerslev  $|a_{ii} + g_{ii}| < 1$ .

La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo GARCH (1, 1) más adecuado a cada país, en los que además de las restricciones nulas sobre los

<sup>15</sup> E4 es una *toolbox* preparada para trabajar con el programa MATLAB, diseñada para la estimación de modelos muy generales representables en forma de espacio de los estados. El procedimiento de optimización numérica está basado en las técnicas descritas por Dennis y Schnabel (1983). El algoritmo utilizado es el propuesto por Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shano (BFGS).

parámetros de la media condicional se han incorporado también las oportunas restricciones nulas sobre los parámetros de la varianza condicional. Para llegar a esta especificación final se ha seguido un proceso secuencial en el que se ha incrementado progresivamente la complejidad del modelo de la varianza para garantizar la convergencia del proceso de estimación.

Los resultados de la Tabla 4 indican que existe heteroscedasticidad condicional en los modelos de los cuatro países considerados, aunque no todos los elementos de sus matrices de varianzas y covarianzas son variables en el tiempo. En el modelo para España y Alemania, sólo la covarianza entre M2 y el IPI presenta efectos GARCH significativos, aunque no se detectaron claramente en los contrastes de heteroscedasticidad de la Tabla 3. Además, el contraste del ratio de verosimilitudes del modelo restringido de la Tabla 3 tampoco parece rechazar la hipótesis de homocedasticidad. En el modelo para el Reino Unido la varianza de la oferta monetaria y la producción industrial presentan efectos GARCH aparentemente acusados según los estadísticos t, efectos que si fueron señalados por los contrastes de la Tabla 3 para la oferta monetaria. La heteroscedasticidad en las variables de este país también está avalada por el contraste de razón de verosimilitud que compara el modelo restringido de la Tabla 3 con el modelo sin restringir de la Tabla 4. El valor del estadístico, 10.32, permite rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad al 5% de nivel de confianza. Finalmente, en Francia, tanto la oferta monetaria como la covarianza presentan efectos GARCH significativos, parcialmente identificados por los contrastes de Lagrange y el estadístico Q.

#### 4.5.- Resultados

El modelo de la prima de riesgo a estimar tiene como variable dependiente a la medida de exceso de rendimiento en los contratos *forward* (PRM), definida como  $\ln(S_{t+1}) - \ln(F_t^{t+1})$ , y como variables explicativas, una constante (C), las varianzas y covarianzas condicionales, HESP<sub>12</sub>, HALE<sub>12</sub>, HRU<sub>11</sub>, HRU<sub>22</sub>, HFRA<sub>11</sub> y HFRA<sub>12</sub>, y

el diferencial del tipo de interés a largo (DTI) como aproximación a la probabilidad de cambio de régimen.<sup>16</sup>

La variable a utilizar como *proxy* de la probabilidad de convergencia es el diferencial entre los tipos de interés *swaps* a 3 años (DTI). La elección de este tipo y no otro (1, 5 o 10 años) se ha basado en la consideración de que, dado el intervalo muestral para el que se dispone de observaciones de esta variable (1992-1998), es este el horizonte temporal que más razonablemente representa la formulación de expectativas de convergencia de un país al área euro. El tipo a 1 año se considera muy influenciado por los efectos de la política monetaria, y los tipos a 5 y 10 años reflejan un comportamiento muy similar al del tipo a 3 años. Finalmente, la aproximación cuadrática a la prima planteada en la sección 3.4.3 implica que, además de la medida de la probabilidad de convergencia recogida a través de la variable DTI, también debemos incorporar su cuadrado DTI<sup>2</sup>.<sup>17</sup> De esta manera, para diferenciales de interés positivos, el signo esperado en el coeficiente que acompaña a DTI debe ser positivo y negativo para el coeficiente de la variable DTI<sup>2</sup>.

En algunas de las regresiones se encontró cierta evidencia de autocorrelación de primer orden en los residuos. En aquellos casos en los que aparece este fenómeno incorporamos a la regresión el primer retardo de la variable dependiente, VD(-1), ya que de no hacerlo podrían aparecer sesgos en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios. En todas las estimaciones aportamos información sobre el R<sup>2</sup> y el R<sup>2</sup> corregido para intentar dar una visión más apropiada de la capacidad explicativa del modelo, así como de algunos contrastes de especificación para detectar autocorrelación y heteroscedastidad en los residuos de la regresiones.

En la Tabla 5 aparecen los resultados de la estimación mínimo-cuadrática de la ecuación de la prima de riesgo en la muestra completa, 1986:02-1998:04, para cada

<sup>16</sup> HESP<sub>11</sub>, HALE<sub>11</sub>, HRU<sub>11</sub> y HFRA<sub>11</sub>, son las varianzas condicionales de las ofertas monetarias de España, Alemania, el Reino Unido y Francia. HRU<sub>22</sub> y HFRA<sub>22</sub> son las varianzas condicionales de las producciones industriales del Reino Unido y Francia. HALE<sub>12</sub> es la covarianza condicional entre la oferta monetaria y la producción industrial de Alemania.

<sup>17</sup> Considerando la nota a pie de página (16) donde se deriva la expresión  $p_t = 1 - DTI/DIF^{out}$ , si  $DIF^{out}$  es una constante ( $\alpha$ ) positiva, podemos reescribir la expresión como  $p_t = 1 - \alpha DTI$ . Por lo tanto:

$$p_t(1-p_t) = (1-\alpha DTI)\alpha DTI = \alpha DTI - \alpha^2 DTI^2.$$

una de las posibles relaciones bilaterales entre las cuatro monedas: peseta, marco, franco y libra. En estas primeras estimaciones sólo incluimos como variables explicativas a los segundos momentos condicionales de las variables reales y monetarias, debido a la falta de observaciones para el diferencial de interés. Nuestro objetivo es estudiar el poder explicativo de las varianzas y covarianzas condicionales estimadas sin tener en cuenta el efecto de la incertidumbre derivada de la política gubernamental.

De los resultados en la Tabla 5 podemos destacar el bajo poder explicativo de las regresiones, resultado habitual en esta literatura, con  $R^2$  que no superan el 6% en ninguna de las relaciones bilaterales. Sin embargo, cuando los parámetros estimados son estadísticamente significativos su signo es correcto en 3 de los 5 casos. Hay que destacar que al utilizar la variable PRM intervenida disminuye la autocorrelación presente en los residuos de estas primeras estimaciones.

Como contraste a los resultados anteriores, en la Tabla 6 se presentan las estimaciones de la expresión de la prima de riesgo asociada a la incertidumbre en la política económica gubernamental. En dichas ecuaciones, estimadas para el periodo muestral 92:02-98:04, se utilizan como únicos regresores las variables DTI y DTI2, las aproximaciones elegidas para la probabilidad de convergencia. En los primeros meses de 1992 se fijaron los criterios de convergencia (estabilidad de precios y del tipo de cambio, finanzas públicas saneadas y convergencia en los tipos de interés a largo plazo) en el Tratado de la Unión Europea (TUE) durante el Consejo Europeo de Maastricht, pero cuyo proceso de ratificación parlamentaria se dilató hasta Noviembre de 1993. En particular, el TUE define la segunda etapa dentro del proceso de transición a la Unión Monetaria Europea (UME) con fecha de comienzo en el año 1994. Por tanto, a partir de 1992 los agentes empiezan a considerar la posibilidad de que los países europeos lleven a cabo políticas económicas encaminadas a la convergencia, aunque sólo es a partir de 1994 cuando tal proceso adquiere vigencia formal.

En el análisis hemos considerado la aproximación cuadrática a la prima de riesgo, aunque en aquellos casos en los que el coeficiente de DTI2 no es significativo, sólo se incluye el término lineal de la probabilidad a través de la

variable DTI. En estas aproximaciones lineales a la prima de riesgo el signo del coeficiente no está determinado, ya que depende en teoría de si la probabilidad de convergencia es mayor o menor que  $1/2$ . Los resultados de la Tabla 6 indican que en la muestra completa, 92:02-98:04, las estimaciones presentan un bajo poder explicativo, con valores pequeños del  $R^2$ , especialmente en las relaciones bilaterales en las que participa la peseta. Una posible explicación de estos pobres resultados reside en la elección del periodo muestral, ya que durante 1992 y 1993 el proceso de convergencia estuvo definido, pero no aceptado por todos los países de la UE. La ratificación definitiva por el Parlamento Europeo sólo se produce a finales de 1993, por lo que se ha considerado el periodo muestral que va desde 1994:01 hasta 1998:04 como el más adecuado para el análisis.

Esta hipótesis se confirma con los resultados de la Tabla 7, donde se estima de nuevo la expresión cuadrática de la prima de riesgo asociada a la incertidumbre sobre política gubernamental en el periodo 94:01-98:04. Los resultados en esta tabla son muy satisfactorios, tanto por la capacidad explicativa del modelo, como por la significatividad y el signo de los coeficientes estimados. Observamos que el  $R^2$  y el  $R^2$  corregido presentan en todas las regresiones magnitudes que oscilan en media entre el 10% y el 15%, valores que son marcadamente superiores a los obtenidos en la Tabla 6. El retardo de la variable dependiente sólo es relevante para la relación peseta / franco, y en este caso recoge todo el poder explicativo del modelo. En el resto de las relaciones bilaterales ambas variables, DTI y DTI2, son significativas, excepto para la libra / marco y libra / franco donde parece haber evidencia de multicolinealidad. El signo de los coeficientes estimados es el esperado, lo que pone de manifiesto que la aproximación lineal basada exclusivamente en el valor de la probabilidad de convergencia no captaría de forma apropiada toda la información que esta variable aporta sobre la evolución de la prima de riesgo. Al comparar las Tablas 6 y 7, podemos concluir que es a partir de 1994 cuando la incertidumbre derivada de la política gubernamental se convierte en un factor relevante en la evolución de la prima de riesgo para las monedas objeto de estudio.

Finalmente, en la Tabla 8 se presentan las estimaciones para el periodo final, 94:01-98:04, de la expresión completa de la prima de riesgo. Por tanto, a los regresores utilizados en la Tabla 7 se incorporan los utilizados en la Tabla 5, con la única salvedad de que en aquellas relaciones bilaterales en que se detectaron problemas de multicolinealidad entre DTI y DTI2 se procede a eliminar esta última variable por su redundancia. Este fenómeno es exclusivo de las relaciones bilaterales de la libra con el franco y el marco, donde al eliminar el regresor DTI2, el signo del coeficiente de DTI se torna negativo. Este signo, contrario al esperado, indica que ante una disminución del diferencial de interés, y por lo tanto un aumento de la probabilidad de convergencia, se produce un incremento de la prima de riesgo. Este resultado es consistente con la formulación de la prima de riesgo sólo si la probabilidad que los agentes asignan al cambio de política gubernamental en el Reino Unido es baja, lo que es coherente con la posición especial mantenida por este país de no incorporarse a la primera fase del euro.

Los resultados en la Tabla 8 son similares a los obtenidos en las dos tablas de referencia: la función cuadrática del diferencial de interés exhibe un importante poder explicativo, mientras que las expresiones ligadas a los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales no son generalmente significativas, excepto para el caso de las relaciones de la libra con la peseta y el franco, donde la inclusión de estas variables genera importantes ganancias en el  $R^2$  y  $R^2$  corregido de las regresiones, aunque el signo de sus coeficientes no es siempre el correcto.

Podemos, por tanto, concluir que la ecuación de la prima de riesgo tiene un poder explicativo aceptable en el último periodo, 1994-1998, una vez que los parlamentos nacionales aprueban definitivamente los criterios de convergencia de Maastricht. Este poder explicativo recae en buena medida en el componente de la prima de riesgo asociado a la incertidumbre político-económica, que en nuestro modelo es una función cuadrática del diferencial de interés, la *proxi* elegida para la probabilidad de convergencia, cuyos coeficientes estimados suelen presentar los signos adecuados. En cuanto a los componentes de la prima de riesgo asociados a la incertidumbre fundamental, las varianzas y covarianzas condicionales de la oferta monetaria (M2) y el índice de producción industrial (IPI), su protagonismo es

limitado y no está localizado en ningún periodo particular, resultado consistente con los obtenidos en la literatura anterior.

## 5.- CONCLUSIONES

En este trabajo se ha desarrollado un modelo para caracterizar la prima de riesgo en el mercado de divisas como función directa de la incertidumbre económica. La principal novedad incorporada ha sido la distinción entre las dos fuentes principales de incertidumbre económica: la incertidumbre asociada al comportamiento cíclico de la economía y la incertidumbre causada por los cambios en la política macroeconómica gubernamental. Este último componente se ha revelado como un factor esencial en el comportamiento de los mercados financieros durante el reciente proceso de convergencia hacia la moneda única europea.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo presentan novedades en relación a los encontrados habitualmente en esta literatura. La evidencia favorable a la presencia de una prima de riesgo en los tipos *forward* es, en general, sólo parcialmente significativa, quizás debido a la posibilidad de diversificar estos riesgos internacionalmente. El mayor poder explicativo del modelo se manifiesta en el periodo posterior a 1994, tras la aprobación por los parlamentos nacionales de los criterios de convergencia hacia la moneda única, y es el término que mide la contribución a la prima de riesgo de la incertidumbre sobre la política macroeconómica el que, en líneas generales, exhibe un poder explicativo más uniforme. No hay diferencias significativas en el comportamiento del modelo de la prima de riesgo entre las diferentes relaciones bilaterales analizadas, exceptuando a aquellas que involucran a la libra esterlina debido probablemente a su renuncia a estar presente en la primera fase de la construcción del euro. Finalmente, resulta sorprendente que la variabilidad de la política monetaria no juegue un papel más relevante en la prima de riesgo que el que manifiestan los resultados empíricos.

Los resultados del presente trabajo resultan alentadores y deben ser considerados como un punto de partida para una investigación más profunda del riesgo presente en los mercados de divisas. Sin duda, una estimación más depurada



de la volatilidad de los factores reales y nominales de la economía, así como una mejor caracterización de la incertidumbre acerca de la evolución de la política macroeconómica, contribuirán a explicar mejor el comportamiento de las primas de riesgo en los mercados de divisas.

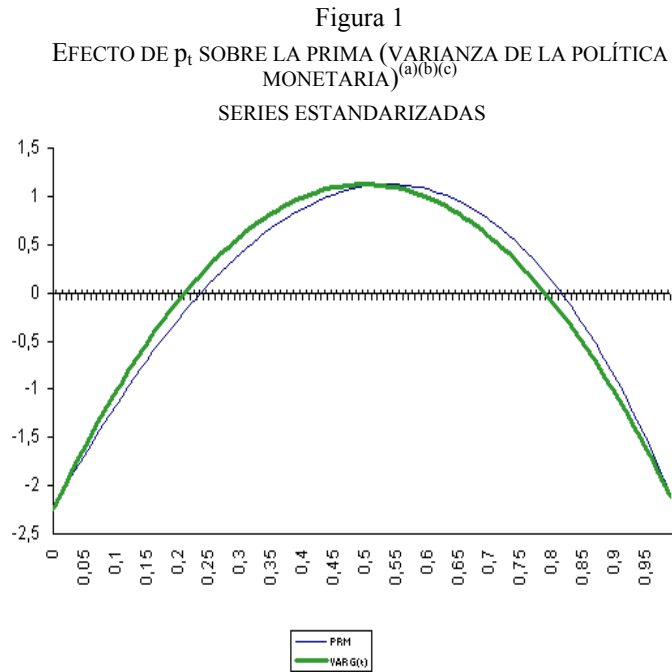
**BIBLIOGRAFIA:**

- Baba, Y., Engle R., Kraft D. y K. Kroner, (1991). "Multivariate simultaneous generalized ARCH", mimeo, UCSD.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. y J. Stock, (1992). "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypothesis: theory and international evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Bekaert, G. y R. J. Hodrick, (1992). "Characterizing predictable components in excess returns on equity and foreign exchange markets", *Journal of Finance*, 47, 467-510.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Borensztein, E. (1987). "Alternative hypotheses about the excess return of dollar assets", *International Monetary Fund Staff Papers*, 34, 29-59.
- Cumby, R. E. (1988). "Is it risk? Explaining deviations from uncovered interest parity", *Journal of Monetary Economics* 22, 279-299.
- Cumby, R.E. y M. Obstfeld, (1982). "International interest rate and price linkages under flexible exchange rates: a review of recent Evidence", en Bilson, J.F.O. y R. C. Marston, *Exchange Rates: Theory and Practice*, University of Chicago Press, Chicago.
- De Grauwe, P. (1996). *Forward interest rates as predictors of EMU*, manuscrito, Catholic University, Leuven, and CEPR Discussion Paper No. 1395.
- Engel, C. y T. Rodrigues, (1987), "Tests of international CAPM with time varying covariances", *NBER Working Paper*, n° 2303.
- Engle, R. (1982). "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R., Lilien, D. y R. Robins, (1987). "Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model", *Econometrica*, 55, 391-407.
- Engle, R. y K. F. Kroner, (1993). "Multivariate simultaneous generalized ARCH", WP n° 89-57R, U. California, San Diego.
- Favero, C. A., Giavazzi, F., Iacone, F. y G. Tabellini, (1997). *Extracting Information From Asset Prices: The Methodology of EMU Calculators*, Manuscrito, University of Bocconi, and CEPR Discussion Paper N°. 1676.
- Frankel, J. (1980). "Test of rational expectations in the forward exchange market", *Southern Journal of Economics*, 4, 1083-1101.
- Frankel, J. (1982). "In search of the exchange rate risk premium: a six currency test assuming mean-variance optimization", *Journal of International Money and Finance*, 1, 255-274.

- Hansen, L. P. y R. J. Hodrick, (1983). "Risk averse speculation in the forward foreign exchange market: an econometric analysis of linear models", en Frankel, J.A., *Exchange Rates and International Macroeconomics*, University of Chicago Press. Chicago.
- Hodrick, R. J. (1987). *The empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*, Harwood Academic Publishers, Chur.
- Hu, X. (1997). "Macroeconomic uncertainty and risk premium in the foreign exchange market", *Journal of International Money and Finance*, 16, 699-718.
- J. P. Morgan, (1997). *The EMU calculator handbook*, Technical note, London.
- Kaminsky, G. L. (1993). "Is there a peso problem? evidence from the dollar/pound exchange rate, 1976-1987", *American Economic Review*, 83, 450-473.
- Kaminsky, G. L. y R. Peruga, (1990). "Risk premium and the foreign exchange market", *Journal of International Economics*, 28, 47-70.
- Kaminsky, G. L. y R. Peruga, (1991). "Credibility crises: The dollar in the early 1980s", *Journal of International Money and Finance*, 10, 170-192.
- Krasker, W. (1980). "The peso problem in testing the efficiency of forward exchange markets", *Journal of Monetary Economics*, 6, 269-276.
- Lewis, K. (1988). "The persistence of the peso problem when policy is noisy", *Journal of International Money and Finance*, 7, 1-11.
- Lucas, R. E. Jr. (1978). "Asset prices in an exchange economy", *Econometrica*, 46, 1429-1445.
- Lucas, R. E. Jr. (1982). "Interest rates and currency prices in a two country world", *Journal of Monetary Economics*, 10, 335-359.
- Peruga, R. y J. L. Fernández, (1997). "Un contraste ADF secuencial para la detección de cambios en la tendencia estocástica", mimeo, Universidad Complutense de Madrid (ICAE) y Universidad Europea de Madrid.
- Terceiro, J., Casals, J., Jerez, M., Serrano, G. R. y S. Sotoca, (2000). "A MATLAB Toolbox for reliable time series modeling and forecasting in State-Space", mimeo, UCM.
- Zivot, E. y D. Andrews, (1992). "Further evidence on the great Crash, the Oil Price Shock, and the unit root hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 251-270

## Apéndice

### Sección 1: Política gubernamental y la prima de riesgo



- (a) En el eje de abscisas se representa  $p_t$  (la probabilidad que los agentes asignan al cambio de política gubernamental)
- (b) PRM representa el efecto de  $p_t$  sobre la prima de riesgo que aparece en la expresión (18) del texto
- (c) VAR G(t) representa el efecto de  $p_t$  en la varianza de la variable que recoge la evolución del gasto público.

## Sección 2: Orden de integración de las variables

Tabla 1  
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS<sup>18</sup>

	NIVELES				PRIMERAS DIFERENCIAS			
	ADF <sup>(a)</sup>	InfADF <sup>(b)</sup>	MeanADF <sup>(c)</sup>	supMUR <sup>(d)</sup>	ADF	InfADF	MeanADF	supMUR
DTI(Esp/Ale)	-1.03	-3.04	-1.78	1.87	-3.23	-3.77	-3.36	0.95
DTI(Esp/Fra)	-0.66	-2.75	-1.51	2.40	3.35	-4.19	-3.55	0.75
DTI(Esp/Ru)	-0.98	-3.01	-1.88	1.49	-2.87	-3.08	-2.85	1.56
DTI(Fra/Ale)	-1.75	-2.84	-2.13	1.48	-3.63	-3.89	-3.65	1.02
DTI(Ru/Ale)	-0.93	-3.86	-1.35	1.52	-4.76	-5.18	-4.80	1.44
DTI(Ru/Fra)	-1.24	-2.94	-1.83	1.20	-3.74	-3.96	-3.71	1.56
PRM(Pts/Dm)	-4.62	-5.25	-4.84	0.93	-9.01	-9.07	-8.99	0.65
PRM(Pts/ff)	-4.59	-5.35	-4.83	1.05	-9.66	-9.73	-9.63	0.62
PRM(Pts/£)	-4.63	-5.44	-4.82	1.32	-7.81	-7.90	-7.79	0.92
PRM(Fr/Dm)	-6.00	-6.24	-5.97	1.59	-8.00	-8.08	-7.99	0.64
PRM (£/Dm)	-4.29	-4.78	-4.37	1.14	-7.60	-7.72	-7.58	0.75
PRM (£/Fr)	-4.11	-4.67	-4.20	0.90	-7.52	-7.58	-7.49	0.79
IPIALE	-1.29	-2.15	-1.32	1.88	-3.68	-4.02	-3.74	1.11
IPIESP	-0.74	-2.35	-1.20	1.87	-2.85	-3.27	-2.92	1.15
IPIFRA	-0.52	-1.81	-0.63	1.92	-3.92	-4.23	-4.02	0.94
IPIRU	-1.19	-3.60	-1.52	2.48	-4.08	-4.81	-4.18	0.87
M3ALE	-1.61	-3.92	-1.08	2.90	-2.19	-3.17	-2.44	1.78
M2ESP	-1.39	-2.31	-0.91	2.55	-2.25	-3.37	-2.47	1.28
M2FRA	1.87	-1.09	1.07	3.37	-2.68	-4.07	-3.18	1.20
M3RU	-3.05	-2.98	-2.05	3.37	-3.72	-5.00	-4.34	1.04

Notas:

- (a) Los valores críticos de Mackinnon para el test de Dickey-Fuller son: -2.89 (5%) y -2.58 (10%)  
 (b) Los valores críticos para el estadístico InfADF son: -4.908 (5%) y -4.633 (10%)  
 (c) Los valores críticos para el estadístico MeanADF son: -3.783 (5%) y -3.517 (10%)  
 (d) Los valores críticos para el estadístico SupMUR son: 4.192 (5%) y 3.911 (10%)

18 Los cuatro contrastes que aparecen en la Tabla 1 tienen como referencia la expresión que aparece a continuación. En el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) se impone la restricción:  $\gamma = 0$ . Los contrastes secuenciales se basan en los estadísticos InfADF y MeanADF en el que se permite la posibilidad de cambio estructural en la pendiente estocástica. El estadístico SupMUR se utiliza para contrastar la hipótesis nula:  $\gamma = 0$

$$\Delta Y_t = \mu + \mu' D_{\tau t} + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{donde } D_{\tau t} = \begin{cases} 0 & t < [\tau T] \\ 1 & t \geq [\tau T] \end{cases}, \tau \in (0, 1)$$

### Sección 3: Estimación de los modelos GARCH

Tabla 2

MODELOS BIVARIANTES GENERALES PARA LA MEDIA<sup>(a)</sup>

	ESPAÑA <sup>(b)</sup>	ALEMAN.	REINO UNIDO	FRANCIA
$\Phi_{11}^1$	-0.8867 (-9.88) <sup>(c)</sup>	-0.1201 (-1.51)	0.0766 (0.98)	0.0587 (0.75)
$\Phi_{12}^1$	0.0445 (1.27)	-0.0027 (-0.07)	0.0404 (1.47)	-0.0989 (-1.70)
$\Phi_{21}^1$	-1.7489 (-3.75)	-0.1990 (-1.11)	0.1284 (0.54)	-0.2527 (-2.25)
$\Phi_{22}^1$	0.3068 (1.96)	0.2105 (2.55)	0.3132 (3.78)	0.4568 (5.45)
$\Phi_{11}^2$	-0.4693 (-3.66)	-0.0112 (-0.14)	-0.2073 (-2.65)	0.0003 (0.01)
$\Phi_{12}^2$	0.0355 (1.13)	-0.0131 (-0.35)	0.1060 (3.86)	0.0106 (0.17)
$\Phi_{21}^2$	-1.0309 (-1.63)	0.4055 (2.23)	-0.2646 (-1.12)	-0.2984 (-2.61)
$\Phi_{22}^2$	-0.2664 (-1.72)	-0.0905 (-1.08)	0.0724 (0.87)	0.1011 (1.11)
$\Phi_{11}^3$		-0.3192 (-3.90)		-0.4087 (-5.06)
$\Phi_{12}^3$		-0.0086 (-0.24)		-0.0629 (-1.10)
$\Phi_{21}^3$		-0.1827 (-0.99)		0.0434 (0.37)
$\Phi_{22}^3$		0.0114 (0.14)		-0.0229 (-0.28)
$\Phi_{11}^4$			0.2513 (3.16)	0.0769 (0.92)
$\Phi_{12}^4$			0.1039 (1.25)	0.0919 (1.09)
$\Phi_{21}^4$	0.2295 (2.84)			0.3580 (4.27)
$\Phi_{22}^4$	0.1775 (2.26)			0.1841 (2.18)
$\ast_1$	0.1614 (1.40)	0.3798 (4.05)	1.1008 (6.89)	0.2011 (2.98)
$\ast_2$	-2.0330 (-3.30)	0.1303 (0.61)	0.0655 (0.15)	0.0766 (0.75)
$V_{11}$	0.0751 (8.57)	0.2292 (8.57)	0.0692 (8.55)	0.3476 (8.53)
$V_{12}$	0.0505 (1.77)	0.0260 (0.61)	0.0063 (0.36)	-0.0191 (-0.45)
$V_{22}$	1.5439 (8.57)	1.1575 (8.57)	0.6327 (8.57)	0.7343 (8.56)
<b>llf</b>	258.0539	319.70	187.80	319.31

Notas:

- Sombreados cuando el estadístico t del contraste de significatividad individual en valor absoluto es mayor que 1.10
- Para España  $\varphi_{22}^2$ ,  $\varphi_{12}^2$ ,  $\varphi_{21}^2$ ,  $\varphi_{22}^2$ , corresponden a  $\theta_{11}^1$ ,  $\theta_{12}^1$ ,  $\theta_{21}^1$ ,  $\theta_{22}^1$  de un ARMA (1, 1) en el componente regular
- Entre paréntesis el valor del estadístico t del contraste de significatividad del parámetro.

Tabla 3  
 MODELOS BIVARIANTES RESTRINGIDOS PARA LA MEDIA

	ESPAÑA <sup>(a)</sup>	ALEMA.	REINO UNIDO	FRANCIA
$\Phi^1_{11}$	-0.8867 (-9.88) <sup>(b)</sup>	-0.1209 (-1.54)		
$\Phi^1_{12}$	0.0445 (1.27)		0.0417 (1.51)	-0.0899 (-1.75)
$\Phi^1_{21}$	-1.7489 (-3.75)	-0.3313 (-2.25)		-0.2945 (-2.88)
$\Phi^1_{22}$	0.3068 (1.96)	0.2505 (3.14)	0.2962 (3.77)	0.4596 (5.74)
$\Phi^2_{11}$	-0.4693 (-3.66)		-0.2127 (-2.72)	
$\Phi^2_{12}$	0.0355 (1.13)		0.1054 (3.82)	
$\Phi^2_{21}$	-1.0309 (-1.63)	0.2270 (1.54)	-0.1828 (-3.27)	-0.3240 (-3.13)
$\Phi^2_{22}$	-0.2664 (-1.72)			0.1140 (1.42)
$\Phi^3_{11}$		-0.3222 (-4.05)		-0.3871 (-4.99)
$\Phi^3_{12}$	0.2295 (2.84)			-0.0659 (-1.27)
$\Phi^1_{11}$	0.1775 (2.26)		0.2498 (3.13)	
$\Phi^1_{22}$	-0.2664 (-1.72)		0.1054 (1.29)	
$\Phi^2_{11}$				0.3744 (4.74)
$\Phi^2_{22}$				0.1744 (2.12)
* <sub>1</sub>	0.1614 (1.40)	0.3874 (4.59)	0.9983 (8.45)	0.1815 (3.18)
* <sub>2</sub>	-2.0330 (-3.30)			
V <sub>11</sub>	0.0751 (8.57)	0.2295 (8.57)	0.0696 (8.56)	0.3520 (8.53)
V <sub>12</sub>	0.0505 (1.77)			
V <sub>22</sub>	1.5439 (8.57)	1.1888 (8.57)	0.6377 (8.57)	0.7398 (8.55)
Lif	258.0539	321.93	188.93	320.31
LM 1 (1)	0.00	0.023	10.02*	7.12*
Q-ST (1)	0.01	0.14	0.36	1.88
LM 2 (1)	0.00	0.53	0.10	0.72
LM 1 (4)	2.21	5.96	9.68*	9.91*
Q-ST (4)	0.33	1.35	4.89	7.19**
LM 2 (4)	5.84	1.00	0.91	5.77

Notas:

(a) Para España  $\varphi^2_{22}$ ,  $\varphi^2_{12}$ ,  $\varphi^2_{21}$ ,  $\varphi^2_{22}$ , corresponden a  $\theta^1_{11}$ ,  $\theta^1_{12}$ ,  $\theta^1_{21}$ ,  $\theta^1_{22}$  de un VARMA (1, 1) en el componente regular

(b) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro.

(\*) Se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel de significación del 5 %.

(\*\*) Se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel de significación del 10%.

Tabla 4  
 MODELOS GARCH BIVARIANTES

	ESPAÑA <sup>(a)</sup>	ALEMA.	REINO UNIDO	FRANCIA
$\Phi_{11}^1$	-0.9138 (-10.36) <sup>(b)</sup>	-0.1068 (-1.42)		
$\Phi_{12}^1$	0.0613 (1.79)		0.0338 (1.33)	-0.0853 (-1.74)
$\Phi_{21}^1$	-1.7730 (-4.00)	-0.3494 (-2.47)		-0.2876 (-2.83)
$\Phi_{22}^1$	0.2998 (2.01)	0.2364 (3.14)	0.3158 (3.85)	0.4582 (5.74)
$\Phi_{11}^2$	-0.5086 (-4.07)		-0.2258 (-3.08)	
$\Phi_{12}^2$	0.0512 (1.71)		0.1022 (3.95)	
$\Phi_{21}^2$	-1.1043 (-1.87)	0.2666 (1.91)	-0.1915 (-3.49)	-0.3235 (-3.13)
$\Phi_{22}^2$	-0.2876 (-1.98)			0.1110 (1.39)
$\Phi_{11}^3$		-0.3236 (-4.20)		-0.4059 (-5.13)
$\Phi_{12}^3$				-0.0544 (-1.12)
$\Phi_{11}^1$	0.2488 (3.15)		0.2238 (3.02)	
$\Phi_{12}^1$	0.1640 (2.15)		0.0702 (0.84)	
$\Phi_{11}^2$				0.3974 (5.21)
$\Phi_{22}^2$				0.1969 (2.40)
$\delta_1$	0.1245 (1.09)	0.3725 (4.63)	0.9607 (8.74)	0.2025 (3.55)
$\delta_2$	-2.0981 (-3.57)			
$v_{11}$	0.0756 (8.57)	0.2313 (8.58)	0.0710 (5.79)	0.3385 (4.99)
$v_{12}$	0.0595 (2.79)			
$v_{22}$	1.5527 (8.57)	1.1964 (8.58)	0.9311 (2.00)	0.7385 (8.56)
$a_{11}+g_{11}$			-0.2790 (-2.05)	-0.9096 (-7.48)
$a_{22}+g_{22}$	-0.6156 (-1.85)	-0.8246 (-8.95)		-0.8992 (-3.38)
$a_{33}+g_{33}$			-0.9941 (-52.37)	
$g_{11}$				-0.8381 (-5.13)
$g_{22}$	-0.7092 (-2.37)	-0.9273 (-15.44)		-0.8741 (-2.95)
$g_{33}$			-0.9253 (-15.47)	
<b>llf</b>	256.98	319.84	183.77	318.70

Notas:

- (a) Para España  $\Phi_{22}^2, \Phi_{12}^2, \Phi_{21}^2, \Phi_{22}^2$ , corresponden a  $\theta_{11}^1, \theta_{12}^1, \theta_{21}^1, \theta_{22}^1$  de un VARMA (1, 1) en el componente regular  
 (b) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro



## Sección 4: Estimación de la ecuación de la prima de riesgo

Tabla 5  
ESTIMACIONES CON VARIANZAS Y COVARIANZAS . PERIODO 86:02-98:04<sup>(a)(b)</sup>

	Pts/ff	Pts/Dm	Pts/£	ff/Dm	£/Dm	£/ff
<b>C</b>	-0.0046 (-1.16)	-0.0017 (-1.03)	0.0018 (0.26)	-0.0032 (-1.88)	-0.0083 (-1.30)	-0.0116 (-1.62)
<b>VD(-1)</b>			0.1594 (1.93)		0.1430 (1.70)	
<b>HESP<sub>12</sub></b>	-0.0324 (-1.67)	-0.0541 (-2.80)	0.0047 (0.14)			
<b>HALE<sub>12</sub></b>		0.0047 (0.48)		0.0089 (1.76)	0.0233 (1.34)	
<b>HFRA<sub>11</sub></b>	0.0110 (1.13)			0.0042 (0.83)		0.0138 (0.66)
<b>HFRA<sub>12</sub></b>	-0.0140 (-0.36)			0.0432 (1.98)		-0.1467 (-1.97)
<b>HRU<sub>11</sub></b>			0.0275 (0.45)		-0.0126 (-0.19)	-0.0167 (-0.26)
<b>HRU<sub>22</sub></b>			-0.0073 (-0.95)		0.0101 (1.24)	0.0091 (0.92)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.045	0.053	0.037	0.051	0.045	0.038
<b>R<sup>2</sup>-A</b>	0.025	0.040	0.010	0.031	0.018	0.011
<b>COR(1)<sup>(c)</sup></b>	0.94	0.37	0.95	0.32	0.96	0.34
<b>COR(12)</b>	0.21	0.73	0.27	0.16	0.51	0.65
<b>ARCH(6)<sup>(d)</sup></b>	0.67	0.63	0.34	0.02	0.46	0.23

Notas:

- (a) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro
- (b) Sombreados los parámetros significativos al 10 %
- (c) COR(i) es el p-value del estadístico de Breusch-Godfrey que asintóticamente se distribuye como una  $\chi^2$  con (i) grados de libertad.
- (d) ARCH(6) es el p-value del Test LM de heteroscedasticidad [Engle (1982)].

Tabla 6<sup>(a)(b)(c)(d)</sup>  
PRIMA DE RIESGO VS TIPOS DE INTERES SWAPS. PERÍODO 92:01/98:04

	Pts/ff		Pts/Dm		Pts/£		ff/Dm		£/Dm		£/ff	
	MSR <sup>(e)</sup>	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR
<b>C</b>	-0.0021 (-0.55)	-0.0023 (-0.84)	-0.0029 (-0.73)	-0.0022 (-0.80)	0.0042 (1.36)	0.0048 (1.66)	-0.0010 (-0.85)	-0.0003 (-0.26)	-0.0033 (-0.60)	0.0027 (0.58)	0.0018 (0.59)	0.0003 (0.10)
<b>VD(-1)</b>	-0.1881 (-1.65)	-0.1879 (-1.66)										
<b>DTI</b>	0.0310 (0.10)	0.0446 (0.52)	0.0238 (0.09)	-0.0408 (-0.57)	-0.2362 (-1.58)	-0.1779 (-1.78)	0.1896 (0.46)	-0.3395 (-2.37)	1.0391 (1.29)	-0.4848 (-2.04)	0.1316 (0.46)	-0.3323 (-1.80)
<b>DTI2</b>	0.2643 (0.05)		-0.9863 (-0.26)		1.8677 (0.53)		-38.60 (-1.37)		-50.354 (-1.98)		-23.213 (-2.11)	
<b>R<sup>2</sup></b>	0.039	0.039	0.005	0.004	0.044	0.041	0.094	0.070	0.101	0.053	0.097	0.042
<b>R<sup>2</sup>-A</b>	-0.001	0.012	-0.021	-0.009	0.018	0.028	0.069	0.058	0.078	0.040	0.072	0.029
<b>COR(1)</b>	0.10	0.09	0.91	0.88	0.20	0.021	0.43	0.43	0.28	0.20	0.80	0.66
<b>COR(12)</b>	0.03	0.03	0.42	0.42	0.03	0.04	0.93	0.91	0.57	0.69	0.61	0.35
<b>ARCH(6)</b>	0.15	0.10	0.02	0.02	0.81	0.87	0.05	0.08	0.39	0.99	0.94	0.88

Notas:

- (a) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro  
(b) Sombreados los parámetros significativos al 10 %  
(c) COR(i), es el p-value del estadístico de Breusch-Godfrey que asintóticamente se distribuye como una  $\chi^2$  con (i) grados de libertad.  
(d) ARCH(6), es el p-value del Test LM de heteroscedasticidad [Engle (1982)]  
(e) Modelo sin Restringir (MSR). Modelo Restringido (MR), se ha eliminado el cuadrado del diferencial del tipo de interés Swaps.

Tabla 7<sup>(a)(b)(c)(d)</sup>  
PRIMA DE RIESGO VS TIPOS DE INTERES SWAPS. PERÍODO 94:01/98:04

	Pts/ff		Pts/Dm		Pts/£		ff/Dm		£/Dm		£/ff	
	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR
<b>C</b>	-0.0023 (-0.80)	-0.0017 (-0.86)	-0.0061 (-1.83)	-0.0006 (-0.26)	0.0135 (2.68)	0.0050 (1.59)	-0.0016 (-1.46)	-0.003 (-0.26)	0.0242 (1.25)	0.0220 (2.13)	0.0188 (1.48)	0.0099 (158)
<b>VD(-1)</b>	-0.3015 (-2.35)	-0.3032 (-2.39)										
<b>DTI</b>	0.0354 (0.13)	-0.0389 (-0.55)	0.4651 (1.81)	-0.1146 (-1.60)	-0.0966 (-0.58)	-0.2921 (-2.02)	0.8758 (1.87)	-0.3816 (-2.31)	-1.5313 (-0.9)	-1.280 (-2.90)	-2.0927 (-1.30)	-0.8177 (-2.63)
<b>DTI2</b>	-1.6304 (-0.27)		-10.017 (-2.33)		-21.293 (-2.11)		-101.11 (-2.84)		6.3577 (0.13)		34.342 (0.81)	
<b>R<sup>2</sup></b>	0.109	0.107	0.144	0.048	0.152	0.076	0.223	0.096	0.144	0.144	0.132	0.121
<b>R<sup>2</sup>-A</b>	0.053	0.070	0.109	0.030	0.118	0.057	0.192	0.078	0.109	0.127	0.097	0.103
<b>COR(1)</b>	0.49	0.16	0.87	0.63	0.93	0.52	0.24	0.72	0.53	0.53	0.93	0.83
<b>COR(12)</b>	0.55	0.75	0.90	0.81	0.20	0.04	0.59	0.75	0.30	0.32	0.23	0.28
<b>ARCH(6)</b>	0.97	0.11	0.16	0.07	0.75	0.58	0.64	0.15	0.57	0.54	0.69	0.46

Notas:

- (a) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro  
(b) Sombreados los parámetros significativos al 10 %  
(c) COR(i), es el p-value del estadístico de Breusch-Godfrey que asintóticamente se distribuye como una  $\chi^2$  con (i) grados de libertad.  
(d) ARCH(6), es el p-value del Test LM de heteroscedasticidad [Engle (1982)]  
(e) Modelo sin Restringir (MSR). Modelo Restringido (MR), se ha eliminado el cuadrado del diferencial del tipo de interés Swaps.

Tabla 8

PRIMA DE RIESGO VS TIPOS DE INTERÉS *SWAPS*, VARIANZAS Y COVARIANZAS CONDICIONALES  
PERÍODO 94:01- 98:04<sup>(a)(b)</sup>

	Pts/ff	Pts/Dm	Pts/£	ff/Dm	£/Dm	£/ff
<b>C</b>	-0.0105 (-0.99)	-0.0080 (-1.62)	0.0549 (2.20)	-0.0003 (-0.05)	0.0080 (0.18)	-0.0503 (-1.65)
<b>VD(-1)</b>	-0.2823 (-2.11)					
<b>DTI</b>	0.1617 (0.48)	0.4970 (1.88)	-0.0511 (-0.31)	1.0438 (2.00)	-1.4663 (-1.99)	-1.0427 (-2.77)
<b>DTI2</b>	-4.0628 (-0.55)	-9.866 (-2.22)	-30.954 (-2.92)	-98.427 (-2.56)		
<b>HESP<sub>12</sub></b>	0.0049 (0.15)	0.0152 (0.39)	0.1431 (1.53)		0.0262 (0.67)	
<b>HALE<sub>22</sub></b>		0.0121 (0.86)		0.0096 (1.11)		
<b>HFRA<sub>11</sub></b>	0.0215 (0.80)			-0.0061 (-0.32)		0.1909 (2.83)
<b>HFRA<sub>22</sub></b>	-0.0167 (-0.20)			0.0409 (0.69)		0.1395 (0.68)
<b>HRU<sub>11</sub></b>			-0.0009 (-0.01)		0.1695 (1.33)	0.1926 (1.61)
<b>HRU<sub>33</sub></b>			-0.1144 (-2.32)		0.0174 (0.23)	-0.0165 (-0.29)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.122	0.160	0.258	0.249	0.195	0.324
<b>R<sup>2</sup>-A</b>	0.005	0.089	0.179	0.167	0.126	0.251
<b>COR(1)<sup>(c)</sup></b>	0.58	0.76	0.76	0.25	0.33	0.67
<b>COR(12)</b>	0.34	0.91	0.00	0.31	0.32	0.06
<b>ARCH(6)<sup>(d)</sup></b>	0.98	0.21	0.64	0.76	0.36	0.85

Notas:

- Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro
- Sombreados los parámetros significativos al 10 %
- COR(i) es el p-value del estadístico de Breusch-Godfrey que asintóticamente se distribuye como una  $\chi^2$  con (i) grados de libertad.
- ARCH(6) es el p-value del Test LM de heteroscedasticidad [Engle (1982)].