

¿SE HA
INCREMENTADO EL
RIESGO CAMBIARIO
EN EL S.M.E. TRAS
LA AMPLIACIÓN DE
BANDAS?

Juan Ayuso, María Pérez Jurado
y Fernando Restoy

¿SE HA INCREMENTADO EL RIESGO CAMBIARIO EN EL S.M.E. TRAS LA AMPLIACIÓN DE BANDAS?

Juan Ayuso, María Pérez Jurado
y Fernando Restoy (*)

(*) Agradecemos los comentarios recibidos de Santiago Fernández de Lis y José Viñals, y la excelente labor realizada por Francisco Alonso y Juan J. Pacheco como ayudantes de investigación.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9419

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-322-7

Depósito legal: M-24005-1994

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se propone un nuevo indicador de riesgo cambiario que, a diferencia de los indicadores habituales, recoge explícitamente la posible falta de credibilidad del régimen efectivo de fluctuación del tipo de cambio. El uso de este indicador para medir el riesgo cambiario asociado a la peseta y a otras monedas del SME muestra, en primer lugar, que los indicadores habituales infravaloran sensiblemente el riesgo cambiario. Además, el nuevo indicador permite cuestionar que, para las monedas que permanecen en el Mecanismo de Cambios, el riesgo tras la ampliación de las bandas de fluctuación sea mayor que el que caracterizó al periodo de bandas estrechas y estabilidad del Sistema comprendido entre junio de 1989 y septiembre de 1992.

1. INTRODUCCIÓN

Entre 1987 y el verano de 1992, los tipos de cambio de las divisas pertenecientes al Mecanismo de Cambios del SME mostraron un elevado grado de estabilidad. Sin embargo, a partir de entonces se desencadenó la mayor crisis que el Sistema ha vivido desde su creación. Esta crisis dio lugar a una reforma del Mecanismo de Cambios consistente en la ampliación temporal de los límites de *máxima* fluctuación permitida de los tipos bilaterales hasta el $\pm 15\%$.

Durante la etapa de crisis, la variabilidad de los diferentes tipos de cambio frente al marco alemán, medida por la varianza muestral de su tasa de variación, prácticamente se cuadruplicó. Tras la ampliación de las bandas, a pesar de observarse una tendencia decreciente en la variabilidad de las cotizaciones, en la actualidad esta duplica, aproximadamente, la correspondiente a la etapa de mayor estabilidad del Sistema.

De acuerdo con los objetivos perseguidos con la creación del SME, este aumento en la variabilidad de los tipos de cambio se ha juzgado como un hecho negativo. Así, una de las principales preocupaciones que ha suscitado la ampliación de las bandas en el SME se refiere a la posibilidad de que el mayor margen de fluctuación disponible amenace el objetivo de estabilidad cambiaria, y, mediante el incremento del riesgo cambiario percibido por los agentes, reduzca los beneficios e incluso la viabilidad del proceso de integración económica en Europa.

Sin embargo, con demasiada frecuencia, esta preocupación se deriva de la lectura de medidas de variabilidad de los tipos de cambio que, en general, ofrecen pobres estimaciones del concepto de riesgo cambiario relevante para las decisiones de los agentes. A partir del estudio de Ungerer et al. (1986) relativo a los efectos de la pertenencia al SME sobre la variabilidad de los tipos de cambio y de los tipos de interés, numerosos trabajos han hecho hincapié en la conveniencia de utilizar estadísticos que, en lugar de medir la varianza incondicional de las series, midan su varianza condicional. De este modo, mediante la estimación de procesos que modelizan el componente predecible de la volatilidad, se pretende

obtener un indicador de volatilidad percibida o anticipada por los agentes. Así, en Artis y Taylor (1988) o Fratianni y von Hagen (1990), por ejemplo, se modeliza la varianza condicional de los tipos de cambio, de acuerdo con la metodología ARCH desarrollada en Engle (1982) y se contrasta la existencia de un cambio estructural a partir de la creación del SME.

Ahora bien: incluso las medidas de varianza condicional de los tipos de cambio pueden resultar insuficientes para medir el riesgo cambiario percibido, si atienden exclusivamente a la evolución observada de la serie, como ocurre en los modelos ARCH, e ignoran la posibilidad de que los agentes consideren probable un cambio de régimen en el proceso seguido por el tipo de cambio, aunque este después no se verifique. Así, si los agentes esperan, por ejemplo, una devaluación de la moneda, la distribución subjetiva del tipo de cambio incorpora ese suceso en su media y en su varianza. En la medida en que esa devaluación no se produzca, la volatilidad estimada con datos observados tenderá a infravalorar el concepto relevante de riesgo que los agentes perciben cuando realizan operaciones en moneda extranjera. El efecto de estos sucesos no observables sobre la media condicional es conocido en la literatura como problema del peso (ver Krasker, 1980) y ha sido objeto de numerosos análisis en diferentes contextos. Este hecho contrasta con la ausencia de trabajos que extiendan el análisis a los momentos condicionales de segundo orden, como requiere el estudio del riesgo cambiario.

La necesidad de utilizar indicadores de riesgo cambiario que incorporen el grado de credibilidad del régimen vigente en cada momento se refuerza si se tiene en cuenta que, en general, quienes han mostrado su preocupación por el incremento de la varianza cambiaria han reconocido también que la mayoría de los agentes económicos considera que la ampliación de las bandas de fluctuación ha hecho más sostenible el Mecanismo de Cambios del SME, como muestran los indicadores habituales (como el sugerido en Svensson, 1993). Esta ganancia de credibilidad del Sistema se ha visto, además, favorecida por las correcciones efectuadas en los tipos de cambio durante la crisis y por la suavización observada en los dilemas de política económica. Por lo tanto, para analizar la evolución del riesgo cambiario en el SME, es preciso proponer indicadores de riesgo

cambiarlo capaces de recoger tanto la variabilidad de las cotizaciones como la sostenibilidad percibida del régimen cambiario.

Este trabajo recorre parcialmente este camino. Así, se propone un indicador de riesgo cambiario que permite la ausencia de credibilidad perfecta de los regímenes de fluctuación. Este indicador se utiliza para evaluar la evolución del riesgo cambiario asociado a la peseta y a otras monedas del SME desde junio de 1989 hasta febrero de 1994, prestando especial atención a los cambios observados tras la ampliación de las bandas.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En la sección 2, se revisan los argumentos que justifican el uso de la varianza condicional como medida de riesgo cambiario. En la sección 3, se obtiene la varianza condicional del tipo de cambio cuando está sujeto a un régimen con credibilidad imperfecta y se propone un método para su estimación. En la sección 4, se utiliza este indicador para analizar la evolución del riesgo asociado al tipo de cambio peseta/marco, y, en la sección 5, se extiende el análisis a otras monedas del SME. Por último, la sección 6 recoge las conclusiones fundamentales del análisis.

2. UNA DEFINICIÓN DE RIESGO CAMBIARIO

De acuerdo con la literatura financiera convencional, en este trabajo se opta por medir el riesgo de variación del tipo de cambio en un momento t a un plazo τ como la varianza del movimiento del tipo de cambio entre t y $t + \tau$, condicionada a toda la información disponible en t , que se define como

$$V_t[s_{t+\tau}] \equiv E_t[s_{t+\tau} - E_t(s_{t+\tau})]^2$$

donde E_t es el operador esperanza condicional en t y s_t es el (log) tipo de cambio de mercado expresado en términos de moneda nacional por moneda extranjera en ese momento t . De este modo, el riesgo cambiario en t se define como el valor esperado de la variabilidad del componente no anticipado del tipo de cambio entre t y $t + \tau$.

Esta definición se justifica por una doble vía. Así, en primer lugar, si bien es cierto que, en general, mayores fluctuaciones implican mayor riesgo, no toda la variabilidad de una serie puede ser considerada riesgo, en la medida en que parte de esas fluctuaciones puede ser anticipada por el mercado, y el indicador de riesgo debe evaluar el grado de impredecibilidad de las cotizaciones. En segundo lugar, la medida de riesgo cambiario relevante debe basarse en el componente esperado o anticipado de la volatilidad de la serie, puesto que este componente es el que determina las decisiones de los agentes.

Una vez definida la medida de riesgo cambiario utilizada, resulta conveniente clarificar la relación existente entre la medida propuesta y el valor observado de los diferenciales de tipos de interés correspondientes a activos homogéneos emitidos en dos monedas distintas, a menudo interpretado como una medida alternativa de riesgo cambiario.

Suponiendo que ambos activos son negociados en mercados no sujetos a controles de cambios, la diferencia de sus rentabilidades esperadas, expresadas en una moneda común, debe ser igual a una prima de riesgo cambiario, que tendrá valor no nulo en la medida en que los agentes sean aversos al riesgo.

Así, puede escribirse:

$$i_t(\tau) - i_t^*(\tau) - E_t[\Delta s_{t+\tau}] = PR_t$$

donde $i_t(\tau)$ e $i_t^*(\tau)$ son las rentabilidades en su propia moneda del activo nacional y extranjero, $E_t[\Delta s_{t+\tau}]$ es la expectativa de depreciación del tipo de cambio a un plazo τ y PR_t es la prima de riesgo cambiario.

De este modo, solo el componente de los diferenciales de tipos de interés que no puede ser explicado por las expectativas de depreciación de una moneda respecto a la otra es interpretable como prima de riesgo. El otro componente -las expectativas de depreciación- es independiente de la actitud de los individuos ante el riesgo.

La prima de riesgo PR_t determina la remuneración que el mercado

exige para mantener un activo que resulta arriesgado por denominarse en moneda extranjera. Esta remuneración dependerá del grado de aversión al riesgo de los agentes y del riesgo del tipo de cambio de la moneda en cuestión. Nótese, sin embargo, que solo será remunerado aquel componente del riesgo cambiario que no puede ser diversificado mediante la inversión paralela en carteras internacionales. De este modo, PR_t no depende directamente de la varianza condicional del tipo de cambio $V_t[s_{t+\tau}]$, sino de su covarianza condicional con una cartera internacional representativa.

No obstante, esta aparente irrelevancia de $V_t[s_{t+\tau}]$ para determinar las primas de riesgo cambiario, en absoluto elimina el interés de estudiar su magnitud como medida del riesgo cambiario. En primer lugar, la varianza del tipo de cambio está, a menudo, correlacionada con su covarianza con los rendimientos bursátiles internacionales. En segundo lugar, y más importante, en determinadas actividades de comercio e inversión internacional, la dificultad de estimar los plazos de vencimiento de las operaciones dificulta o impide la diversificación del riesgo de tipo de cambio. De este modo, el riesgo cambiario en su conjunto, y no solo su componente no diversificable, puede tener efectos sobre los flujos internacionales de bienes y factores.

El cálculo de la medida de riesgo propuesta requiere estimar un modelo que explique la varianza condicional del tipo de cambio anticipada para el periodo siguiente. Esta estimación resulta relativamente simple cuando el tipo de cambio sigue un proceso estocástico continuo y sin cambios de régimen. Sin embargo, como se verá en la sección 3, la estimación es algo más compleja cuando el tipo de cambio está sujeto a la eventualidad de un cambio de régimen, dadas las dificultades para estimar, en este caso, la probabilidad de que suceda este cambio de régimen y sus potenciales efectos sobre el nivel de la serie.

3. RIESGO CAMBIARIO BAJO CREDIBILIDAD IMPERFECTA

Gran parte de las monedas pertenecientes al SME sufrieron, durante su trayectoria en el Mecanismo de Cambios, la ausencia de una perfecta

credibilidad de su régimen cambiario (véase, por ejemplo, Svensson, 1993). De este modo, los agentes asignaban en cada momento una probabilidad no nula a que el tipo de cambio de mercado experimentara, en el periodo siguiente, un cambio de régimen (por ej., una devaluación). Este elemento debe ser tenido en consideración a la hora de calcular el riesgo cambiario percibido por los agentes. En esta sección, se propone un método simple para calcular la varianza condicional del tipo de cambio, cuando este se halla sujeto a un régimen que no goza de credibilidad perfecta.

3.1 Varianza condicional y cambio de régimen

Supongamos que el tipo de cambio de mercado, e_t , sigue un proceso R1, con media condicional, en $t-1$, μ_{t-1}^1 y varianza condicional h_{t-1}^1 . Los agentes, sin embargo, asignan, en $t-1$, una probabilidad p_t a que el tipo de cambio seguirá un proceso distinto en el periodo siguiente. La media condicional de este segundo régimen, R2, es μ_{t-1}^2 y su varianza, h_{t-1}^2 .

De este modo, la media condicional, en $t-1$, del (log) tipo de cambio de mercado es:

$$E_{t-1}(s_t) = (1 - p_t) E_{t-1}[s_t | R1] + p_t E_{t-1}[s_t | R2] \quad (3.1)$$

Por su parte, la varianza condicional de s_t puede escribirse como:

$$\begin{aligned} V_{t-1}(s_t) &= E_{t-1}(s_t - E_{t-1}(s_t))^2 = \\ &= (1 - p_t) E_{t-1}[(s_t - E_{t-1}(s_t))^2 | R1] + p_t E_{t-1}[(s_t - E_{t-1}(s_t))^2 | R2] \end{aligned} \quad (3.2)$$

Utilizando (3.1) y manipulando (3.2) se obtiene:

$$\begin{aligned}
V_{t-1}(s_t) &= (1-p_t) E_{t-1} \left[(s_t - \mu_{t-1}^1) - p_t (\mu_{t-1}^2 - \mu_{t-1}^1) \mid R1 \right]^2 + \\
&+ p_t E_{t-1} \left[(s_t - \mu_{t-1}^2) + (1-p_t) (\mu_{t-1}^2 - \mu_{t-1}^1) \mid R2 \right]^2 = \\
&= \left[(1-p_t) h_{t-1}^1 + p_t h_{t-1}^2 \right] + p_t (1-p_t) (\mu_{t-1}^2 - \mu_{t-1}^1)^2 \quad (3.3)
\end{aligned}$$

Por lo tanto, la varianza condicional del tipo de cambio, cuando existe una probabilidad positiva de cambio de régimen, tiene dos componentes. El primero de ellos recoge la media de las varianzas condicionales correspondientes a cada uno de los regímenes. El segundo componente mide el efecto sobre el riesgo cambiario de la posibilidad de una variación en la media condicional del proceso seguido por el tipo de cambio de mercado.

Con objeto de aclarar el significado de la expresión (3.3), supóngase, por el momento, que la moneda en cuestión está sujeta a un régimen de tipo de cambio fijo, pero ajustable, y que existe una probabilidad no nula de que se acuerde una devaluación. En este caso, la varianza condicional intrarrégimen será cero bajo ambos regímenes ($h_j^1 = h_j^2 = 0$ para todo j), pero la existencia de un riesgo de devaluación ($0 < p_t < 1$) hará no nula la varianza condicional del tipo de cambio. De este modo, aunque no se observen fluctuaciones en el tipo de cambio de mercado, el riesgo cambiario puede ser elevado si el régimen cambiario no goza de una credibilidad suficiente.

En los casos de regímenes con bandas de fluctuación como el Mecanismo de Cambios del SME, la ecuación (3.3) sugiere una forma de corregir las medidas habituales de volatilidad cambiaria basadas en la variabilidad observada de las tasas de variación del tipo de cambio. Así, la ecuación (3.3) puede reescribirse como:

$$V_{t-1}(e_t) = h_{t-1}^1 + C_{t-1}$$

donde C_{t-1} es el término de corrección debido a la existencia de una

credibilidad imperfecta de las bandas de fluctuación (o del régimen cambiario efectivo dentro de esas bandas). Este término tiene la forma:

$$C_{t-1} = p_t [h_{t-1}^2 - h_{t-1}^1] + p_t (1 - p_t) (\mu_{t-1}^2 - \mu_{t-1}^1)^2 \quad (3.4)$$

Nótese, en primer lugar, que el término de corrección será mayor cuanto más alta sea la volatilidad esperada de la serie después del cambio de régimen y cuanto mayor sea la variación esperada, en términos absolutos, del valor medio del tipo de cambio tras la ruptura del proceso (por ej., el tamaño esperado de una devaluación).

En segundo lugar, el segundo término de C_{t-1} en (3.4) es independiente de que el cambio de régimen produzca una apreciación o una depreciación del tipo de cambio. Este hecho obedece a que la medida propuesta de riesgo evalúa la impredecibilidad de los movimientos del tipo de cambio con independencia de la dirección en que estos se produzcan.

En tercer lugar, C_{t-1} no evoluciona de forma monótona con la probabilidad de que se produzca un cambio de régimen. La razón es que un valor de p_t cercano a 1 con $\mu^2 > \mu^1$ ($\mu^2 < \mu^1$) incrementa (reduce) la tasa esperada de la depreciación de la moneda, pero, al mismo tiempo, al hacer muy probable el cambio, refleja un menor grado percibido de incertidumbre en torno a la variación del tipo de cambio, reduciendo, por lo tanto, su varianza condicional. En concreto: un valor de p_t igual a 1/2 maximiza el segundo término de (3.4) para μ^1 y μ^2 dados, ya que corresponde al caso en que la incertidumbre sobre cuál será el régimen futuro es más elevada.

Así, suponiendo que los agentes no esperen que la variabilidad del tipo de cambio se vea sustancialmente afectada por el cambio de régimen ($h^2 = h^1$), la asignación de una probabilidad no nula a una posible depreciación radical (o devaluación) de la moneda incrementa inequívocamente el riesgo cambiario medido por la varianza condicional corregida de la serie.

3.2. Estimación del riesgo cambiario

El cálculo de la medida de riesgo propuesta requiere, en primer lugar, la especificación de los procesos alternativos que puede seguir el tipo de cambio. Dada la dificultad para explicar la evolución de los tipos de cambio mediante modelos macroeconómicos generales, en este trabajo se opta por su modelización univariante. En particular, se supone que, a partir de un momento dado t , el (log) tipo de cambio del periodo siguiente es una realización de alguno de los siguiente procesos:

$$R1: \quad s_{t+1} = c + \phi s_t + \epsilon_{t+1} \quad (3.5)$$

o bien:

$$R2: \quad s_{t+1} = c + d_t + \phi s_t + \omega_{t+1} \quad (3.6)$$

donde d_t es la diferencia entre las medias condicionales de ambos procesos, y ϵ_t y ω_t son innovaciones con media cero y varianza condicional común¹ h_t . Supondremos, además, que s_{t+1} sigue el proceso R2 con probabilidad p_t , es decir, que el tipo de cambio experimenta, en t , un salto de magnitud d_t con probabilidad p_t .

A partir de los procesos representados por las dos ecuaciones anteriores, la ecuación (3.3) puede reescribirse como:

$$V_t(s_{t+1}) = h_t + p_t d_t (d_t - p_t d_t) \quad (3.7)$$

De este modo, para calcular el riesgo asociado a la evolución del tipo de cambio en el periodo siguiente, es preciso calcular los valores que toman la probabilidad de cambio de régimen (p_t), el salto esperado en el

¹ Obsérvese que este supuesto implica que los agentes esperan que los dos regímenes se diferencien solo en su media condicional. Aunque, ex post, este supuesto no se verifica en la muestra empleada, su utilización evita acudir a otros supuestos más o menos arbitrarios sobre el cambio esperado en la varianza intrarrégimen. En todo caso, en la medida en que la variabilidad observada tiende a incrementarse tras los cambios de régimen, el supuesto $h^1=h^2$ tiende a sesgar los resultados en contra de la relevancia de la corrección del indicador de riesgo cambiario propuesta en el trabajo.

tipo de cambio (d_t) y la varianza condicional en ausencia de cambio de régimen (h_t).

Obsérvese, en primer lugar, que el producto $p_t d_t$, es decir, la tasa esperada de salto en el tipo de cambio, puede calcularse de manera sencilla, si se verifica la paridad descubierta de los tipos de interés. En efecto: a partir de (3.5) y (3.6) y suponiendo que se verifica la paridad descubierta, se obtiene

$$i_t - i_t^* = E_t(s_{t+1}) - s_t = p_t d_t + c - (1 - \phi)s_t \quad (3.8)$$

donde $i_t - i_t^*$ es la diferencia entre los tipos de interés de dos activos homogéneos denominados en las dos divisas cuyo tipo de cambio bilateral se está analizando y cuyo plazo de vencimiento es de un periodo.²

La separación entre probabilidad (p_t) y tamaño (d_t) es, sin embargo, algo más complicada. Ante la ausencia de estimaciones de esos componentes, se ha optado por seguir la práctica común en la literatura de fijar el tamaño esperado del salto, y obtener, como residuo, la probabilidad del mismo (véanse, entre otros, Lindberg, Svensson y Söderlind, 1993, o Drazen y Mason, 1993). En particular, para las divisas que se analizan en las secciones siguientes, los diferentes tamaños esperados del salto se han fijado siguiendo criterios conservadores y tomando en consideración las pérdidas acumuladas de competitividad de los respectivos países, las depreciaciones efectivas experimentadas por dichas divisas y el régimen cambiario concreto (bandas estrechas, bandas anchas o libre flotación) al que han pertenecido.

Por su parte, para el cálculo de la varianza condicional en ausencia de cambio de régimen (h_t) se ha optado por la modelización GARCH(p, q)

² En Svensson(1992) y en Ayuso y Restoy (1992), se aporta evidencia que permite considerar la paridad descubierta como una aproximación razonable para explicar el diferencial entre los tipos de interés de las monedas europeas pertenecientes al SME. Por otro lado, para $c = 0$ y $\phi = 1$, el diferencial de tipos de interés mide la tasa esperada de desvalorización que se propone en Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1993) como indicador de credibilidad del régimen cambiario efectivo de la peseta.

desarrollada en Bollerslev (1986), de modo que³:

$\epsilon_{t+1|t} \sim D_\epsilon(0, h_t)$ y $\omega_{t+1|t} \sim D_\omega(0, h_t)$, donde:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t+1-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (3.8)$$

Finalmente, es preciso señalar que, para disponer de una muestra suficientemente amplia, se opta por trabajar con datos diarios. Ahora bien: en la medida en que estamos interesados en el riesgo asociado a la evolución del tipo de cambio en periodos superiores al día, los tipos de interés que aparecen en (3.8) corresponderán a activos con un plazo de vencimiento mayor que 1 día, lo que obliga a modificar ligeramente las ecuaciones (3.5) y (3.6). Así, denotando por τ el número de datos diarios contenidos en el plazo de vencimiento de los activos considerados, estas ecuaciones toman la forma:

$$s_{t+\tau} = k + \phi^\tau s_t + v_{t+\tau} \quad (3.5')$$

y

$$s_{t+\tau} = d_t + k + \phi^\tau s_t + \eta_{t+\tau} \quad (3.6')$$

donde:

$$k = c(1-\phi^\tau) / (1-\phi)$$

$$v_{t+\tau} = \sum_{i=1}^{\tau} \phi^{i-1} \epsilon_{t+i} \quad \text{y} \quad \eta_{t+\tau} = \sum_{i=1}^{\tau} \phi^{i-1} \omega_{t+i} \quad (3.9)$$

$$V_t(v_{t+\tau}) = V_t(\eta_{t+\tau}) = \sum_{i=1}^{\tau} \phi^{i-1} V_t(\epsilon_{t+i})$$

³ Obsérvese que alguna de las medidas de volatilidad más comúnmente utilizadas, como la varianza muestral mensual de los datos diarios de ese mes, son casos particulares de esta modelización. Concretamente, ese ejemplo se correspondería con un GARCH(0, τ) con α_0 igual a cero y el resto de los parámetros α_i iguales a $1/\tau$.

Naturalmente, p_t y d_t deben interpretarse, en este caso, como la probabilidad y el tamaño del posible salto del tipo de cambio en el plazo de τ días⁴, y las varianzas condicionales en ausencia de salto que aparecen en (3.9) se pueden obtener de manera sencilla a partir de la modelización GARCH de h_t . Por ejemplo, en el caso de un modelo GARCH(1,1) es fácil comprobar que

$$V_t(\epsilon_{t+j}) = h_t$$

$$V_t(\epsilon_{t+j}) = \alpha_0 \frac{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^{j-1}}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)} + (\alpha_1 + \beta_1)^{j-1} h_t, \quad j = 2, 3, \dots, \tau$$

4. APLICACIÓN AL CASO DE LA PESETA

En esta sección, utilizamos la metodología descrita en la sección 3 para analizar el riesgo asociado a la evolución de la cotización de la peseta frente al marco alemán desde el ingreso de aquella en el SME. Este análisis requiere, en primer lugar, la estimación de los parámetros que caracterizan tanto los procesos alternativos para el tipo de cambio como el proceso que sigue la varianza condicional de las diferentes innovaciones, y, en segundo lugar, fijar el plazo de vencimiento de los activos cuyos tipos de interés se utilizan para medir la tasa esperada de salto en el tipo de cambio.

En este caso, en la evolución del tipo de cambio bilateral peseta-marco, se han distinguido cuatro subperiodos diferentes (véase gráfico 4.1). El primero de ellos comienza con el ingreso de la peseta en el SME, concluye con la devaluación de septiembre de 1992 y coincide con la etapa de mayor estabilidad del Sistema. El segundo termina con la devaluación de mayo de 1993, y el tercero, unos días antes de la ampliación de bandas del día 2 de agosto de 1993: concretamente, el 22 de julio del mismo año. De esta manera, el segundo y el tercer subperiodo servirán para caracterizar las etapas de mayor tensión en el SME, mientras que el último permitirá ilustrar el comportamiento del tipo de cambio en el marco del

⁴ Obsérvese que se está suponiendo, de manera implícita, que dicho salto en el tipo de cambio es único.

nuevo SME tras la ampliación de las bandas de fluctuación.

Para los cuatro subperiodos, sin embargo, los parámetros de las ecuaciones (3.5') y (3.6') han sido fijados de modo que $c = 0$ y $\phi = 1$. Estos valores de los parámetros implican que el tipo de cambio sigue un proceso de paseo aleatorio dentro de cada régimen. Aunque la evidencia empírica no es muy favorable a la verosimilitud de esta hipótesis para las divisas del SME⁵, en este trabajo se ha optado por imponerla como una simplificación que facilita el análisis posterior y permite aislar la medida de riesgo propuesta de los posibles efectos derivados de los cambios en el proceso de reversión a la media, a lo largo de los cuatro subperiodos considerados. En todo caso, para comprobar la solidez de los resultados, se ha repetido el análisis para una especificación alternativa donde el tipo de cambio sigue procesos AR(1) (véase anejo).

En cuanto a la estimación de los procesos GARCH, el cuadro 4.1 muestra los resultados de las estimaciones del citado proceso para los cuatro subperiodos considerados. Como puede verse, con la excepción del tercer subperiodo (caracterizado por varianza constante), el modelo que mejor explica la evolución de las varianzas condicionales es un GARCH(1,1).

Por lo que respecta a la determinación del plazo τ , se ha optado por el de 1 mes, que constituye el plazo habitualmente utilizado en los estudios descriptivos sobre la evolución de la volatilidad cambiaria en el SME. De esta manera, los tipos de interés (diarios) en (3.8) corresponden a los depósitos a 1 mes en el euromercado, denominados, respectivamente, en pesetas y en marcos alemanes.

En cuanto a la descomposición de la tasa esperada de salto en el tipo de cambio en probabilidad del salto y tamaño esperado del mismo, los tamaños correspondientes a cada uno de los cuatro subperiodos se han obtenido de acuerdo con los criterios que se comentan a continuación. Si

⁵ Véanse Frankel y Phillips (1991), Holden y Vikoren (1992), Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1993), Svensson (1993) o Alberola, Humberto y Orts (1994).

se fija como referencia el valor promedio del año 1988, en el momento de la entrada de la peseta en el SME, la economía española había acumulado unas pérdidas de competitividad que, dependiendo del indicador concreto, podían oscilar entre un 3% (precios de producción) y un 10% (costes laborales unitarios en las manufacturas). Por otro lado, tras la devaluación de septiembre de 1992, el tipo de cambio peseta-marco experimentó, en el mes siguiente, una depreciación aproximada de un 13%. Tomando estos datos como referencia, se ha fijado un tamaño linealmente creciente entre el 5% y el 13% para el primer subperíodo. Análogamente, las depreciaciones experimentadas un mes después de los cambios de subperíodo (que, básicamente, coinciden con las depreciaciones medias entre subperiodos) han servido para fijar unos tamaños, constantes en este caso, del 7% y el 5%, respectivamente, para los subperiodos segundo y tercero. Finalmente, para el cuarto subperíodo, se ha fijado el mínimo tamaño constante compatible con el diferencial observado de los tipos de interés⁶, debido tanto a la ausencia de devaluaciones en el período como a la anulación de las pérdidas de competitividad acumuladas después de las tres devaluaciones de la peseta en el SME.

El gráfico 4.2 muestra la tasa esperada de salto en el tipo de cambio, y su descomposición en tamaño y probabilidad esperados del salto. Como puede observarse, la tasa siguió una trayectoria decreciente desde el ingreso de la peseta en el SME hasta el referéndum danés de junio de 1992, aproximadamente. A partir de entonces, experimentó una tendencia general al alza, aunque con importantes caídas tras las devaluaciones. Tras el repunte de julio de 1993 y la ampliación de bandas del 2 de agosto del mismo año, la tasa esperada de salto desciende de nuevo, hasta situarse, a finales de febrero de 1994, en valores próximos a los de junio de 1992.

En cuanto a la evolución de la probabilidad y del tamaño esperado del salto, la marcada diferencia que se observa entre el período anterior a la ampliación de las bandas y el posterior a la misma resulta coherente

⁶ Obsérvese que, al estar la probabilidad acotada entre 0 y 1, el valor (positivo) máximo del diferencial supone una cota inferior para el tamaño (constante) del salto esperado.

con la interpretación que en ocasiones se realiza de la diferencia entre un sistema de tipos de cambio fijos y otro de tipos de cambio más flexibles (Edison y Melvin, 1990): un sistema de tipos de cambio fijos se caracteriza por la existencia de una probabilidad pequeña (inferior al 15% en este caso) de que ocurra un salto grande (de hasta un 13%), mientras que un sistema de tipos de cambio más flexibles se caracteriza por una probabilidad grande (próxima al 50%) de un salto pequeño (inferior al 1%).

Finalmente, la varianza condicional en ausencia de cambio de régimen ($V_t(v_{t+\tau}) = V_t(\eta_{t+\tau})$) puede obtenerse a partir de los resultados del cuadro 4.1 y la especificación del período mensual.

Una vez obtenidos la probabilidad de cambio de régimen (p_t), el salto esperado en el tipo de cambio peseta-marco (d_t) y la varianza condicional en ausencia de cambio de régimen ($V_t(v_{t+\tau})$), la medida del riesgo cambiario asociado a la evolución de la cotización de la peseta frente al marco en el plazo de un mes se obtiene a partir de la expresión para la varianza condicional corregida que aparece en la ecuación (3.7). El gráfico 4.3 muestra la varianza condicional en ausencia de cambio de régimen y la varianza condicional del tipo de cambio corregida cuando los agentes asignan una probabilidad no nula a que el régimen vigente se abandone. Como puede observarse, un primer resultado que se desprende del gráfico es que la variabilidad observada del tipo de cambio (la volatilidad intrarrégimen $V_t(v_{t+\tau})$ que aparece en la ecuación 3.7) crece, como era de esperar, entre septiembre de 1992 y agosto de 1993, el período de mayores tensiones en el Sistema y se reduce tras la ampliación de bandas, aunque manteniéndose en niveles sensiblemente superiores a los correspondientes al período anterior a la crisis.

Sin embargo, el resultado fundamental que se deriva del análisis del gráfico 4.3 es la enorme importancia cuantitativa que tiene la corrección debida al posible salto en el tipo de cambio de mercado. De hecho, como fruto de esta corrección, puede observarse que el riesgo cambiario que caracterizó la etapa comprendida entre junio de 1989 y agosto de 1992 cuadruplica, aproximadamente, el que se deduciría a partir de la simple estimación de la volatilidad intrarrégimen $V_t(v_{t+\tau})$. Durante la etapa de crisis (septiembre de 1992-julio de 1993), el riesgo cambiario continúa

siendo sustancialmente superior al que mostraría el análisis de la variabilidad observada del tipo cambio, y, sin embargo, a partir de la ampliación de las bandas de fluctuación, la reducción del diferencial de tipos de interés con Alemania hace que la discrepancia entre riesgo y variabilidad observada sea mucho menos relevante⁷.

La importancia de la corrección del indicador convencional de volatilidad que se propone se manifiesta cuando se comparan los niveles de riesgo cambiario de la peseta, antes y después de la ampliación de las bandas de fluctuación (2 de agosto de 1993). Así, la evolución de la medida habitual de volatilidad que aparece en el gráfico 4.3 (varianza condicional sin corregir) sugiere que la variabilidad de las cotizaciones tras la ampliación de las bandas triplica, prácticamente, la observada en el periodo anterior a septiembre de 1992, y solo es un 25% inferior a la correspondiente al periodo de crisis. Sin embargo, el análisis de la varianza condicional corregida muestra que, tras una etapa inicial de elevada volatilidad, el riesgo que caracteriza la etapa de bandas amplias es un 60% menor que el experimentado en el periodo de crisis y un 25% inferior al correspondiente al periodo de tres años que precedió a la primera devaluación de la peseta en el SME.

Estos resultados señalan que el mayor margen de fluctuación disponible se ha traducido en una mayor volatilidad de los tipos de cambio, si se mide esta con independencia de la diferente credibilidad de los regímenes cambiarios anterior y posterior a la ampliación de las bandas. Sin embargo, el incremento de la credibilidad tiene un efecto sobre la varianza condicional del tipo de cambio superior al del incremento de la volatilidad observada. Así, al contrario de lo que sugieren los estimadores convencionales, el indicador propuesto permite afirmar que el riesgo cambiario de la peseta se ha reducido tras la ampliación de las bandas.

Dado que para otras divisas se han registrado también importantes reducciones en los diferenciales de tipos de interés frente al marco, tiene

⁷ Este resultado no depende fundamentalmente de la imposición de un tamaño esperado de salto relativamente pequeño en el último subperiodo, y se mantiene para tamaños bastante superiores (incluso de un 3%).

sentido preguntarse si el efecto de la mayor credibilidad que se deriva de esta observación permite obtener conclusiones sobre la evolución del riesgo cambiario similares a las obtenidas para la peseta.

5. APLICACIÓN A OTRAS MONEDAS

En esta sección, se analiza la evolución del riesgo cambiario asociado a los tipos de cambio frente al marco del resto de las monedas que pertenecen o han pertenecido al Mecanismo Cambiario del SME, con la habitual excepción del florín holandés.

El periodo analizado coincide con el de la peseta, menos en aquellos casos en los que la incorporación al SME es más tardía. Así, las muestras para el escudo portugués y la libra esterlina comienzan el 9 de abril de 1992 y el 8 de octubre de 1990, respectivamente. Los distintos supuestos que se han realizado para obtener la medida de riesgo cambiario propuesta también son similares a los aplicados en el caso español. Así, se impone un proceso de paseo aleatorio para los distintos tipos de cambio frente al marco y se divide la muestra en varios subperiodos. Los puntos de ruptura elegidos son, en cada caso, los correspondientes a devaluaciones, cambios en la amplitud de la banda de fluctuación o paso a la libre flotación⁶. Para el franco francés, la corona danesa, el franco belga y la libra irlandesa, se diferencia, además, el periodo de inestabilidad cambiaria comprendido entre septiembre de 1992 y agosto de 1993, para las tres primeras divisas, y, entre septiembre de 1992 y enero de 1993, para la libra irlandesa.

En el cuadro 5.1, se presentan los tamaños esperados de salto en los tipos de cambio que se han supuesto para cada una de las monedas y en cada uno de los subperiodos considerados. En general, en las etapas previas a devaluaciones o al paso de una moneda a libre flotación, se han impuesto saltos esperados iguales a las variaciones en las medias de los tipos de cambio que tuvieron lugar tras ocurrir dichos sucesos. Estas

⁶ Para el escudo, no se ha impuesto un punto de ruptura coincidente con la devaluación de noviembre de 1992, al no observarse un cambio de régimen en el proceso seguido por el tipo de cambio de mercado.

magnitudes se mantienen constantes o crecen linealmente desde valores inferiores, cuando resultan muy elevadas y coinciden con etapas de acumulación progresiva de pérdidas de competitividad. En los períodos de flotación o de bandas del $\pm 15\%$, los saltos esperados corresponden al valor máximo que registraron los diferenciales de tipos de interés, esto es, el valor mínimo que puede tomar dicho salto si este se considera constante. En los casos de la corona, del franco francés y del franco belga, dado que no han sufrido ninguna devaluación ni pérdidas de competitividad acumuladas, los saltos esperados para la etapa de banda estrecha se han fijado en consonancia con el tamaño de su última devaluación. Este mismo criterio ha sido el seguido para la libra irlandesa en el periodo previo a la salida de la libra inglesa del Sistema.

Así, utilizando los resultados de la estimación de modelos GARCH(1,1) para las varianzas condicionales de los tipos de cambio que aparecen en el cuadro 5.2 y los diferenciales de tipos de interés a un mes frente al marco alemán, se obtienen, siguiendo los pasos detallados en los epígrafes anteriores, las medidas de riesgo cambiario que se presentan en los gráficos 5.1 a 5.7.

Como puede observarse, el riesgo cambiario percibido por los agentes es, en todos los casos, sustancialmente más alto, en la mayor parte de la muestra cuando se mide por la varianza condicional corregida, que cuando se utiliza la medida habitual de volatilidad condicional. Lógicamente, esta diferencia es menos llamativa en los períodos en que el diferencial de tipos de interés con Alemania prácticamente se anula. Este es el caso de las monedas de la antigua banda estrecha y el de la libra esterlina durante algunos meses previos a la crisis. Ambas medidas también son similares en las etapas de libre flotación y de bandas del $\pm 15\%$, como corresponde a regimenes de mayor flexibilidad cambiaria y diferenciales de tipos de interés reducidos.⁹

⁹ Como en el caso de la peseta, este resultado no parece depender decisivamente de la separación realizada entre probabilidad y tamaño. De hecho, se ha comprobado que aumentos considerables en el tamaño esperado del salto (hasta valores de incluso un 3%) no modifican las conclusiones del análisis.

Estos resultados subrayan, de nuevo, la importancia de considerar la posible existencia de credibilidad imperfecta en el régimen de fluctuación del tipo de cambio, a la hora de determinar el grado de riesgo cambiario percibido por los agentes. De esta forma, dependiendo del modo en que los agentes valoren la posibilidad de un salto futuro en el proceso seguido por el tipo de cambio, la variabilidad observada en dicho proceso puede ser relativamente poco representativa de la incertidumbre que asocian al comportamiento futuro del tipo de cambio. Además, no solo la magnitud del riesgo cambiario es muy distinta según la medida utilizada, sino que también lo es, en la mayoría de los casos, la variación del mismo entre las diferentes etapas consideradas. Así, las estimaciones realizadas ponen de manifiesto que la corrección propuesta resulta decisiva, hasta el punto de invertir, para buena parte de las monedas analizadas, las conclusiones sobre la evolución del riesgo cambiario tras la ampliación de las bandas de fluctuación.

Según se observa en los gráficos 5.1 a 5.7, en la etapa de crisis del SME, comprendida entre septiembre de 1992 y agosto de 1993, tuvo lugar, de forma nada sorprendente, un incremento significativo del riesgo cambiario para todas las monedas consideradas. Sin embargo, para las divisas que permanecieron en el Mecanismo Cambiario, se observa, a partir de agosto de 1993, una reducción de la varianza condicional corregida (mucho más acusada que lo que refleja la varianza condicional sin corregir), que sitúa el nivel de riesgo cambiario por debajo del experimentado en el periodo de crisis.

Naturalmente, la preocupación fundamental que ha suscitado la ampliación de las bandas de fluctuación no se refiere a un posible incremento de la volatilidad de los tipos de cambio respecto a los periodos de mayor tensión donde se sucedieron los ataques especulativos, sino a la posible dificultad para recuperar los niveles de incertidumbre cambiaria que caracterizaron los tres años anteriores a la crisis. Sin embargo, como puede observarse en los gráficos 5.1 a 5.5, la comparación del riesgo cambiario registrado tras la ampliación de las bandas con los niveles correspondientes a la etapa de estabilidad previa a la crisis permite, al menos parcialmente, despejar esta preocupación. Así, para el franco francés y la corona danesa, la varianza condicional corregida del tipo de

cambio muestra actualmente niveles similares a los correspondientes al último año anterior a la crisis e inferiores a los estimados para los dos primeros años de la muestra, mientras que, para el escudo, incluso desde el comienzo de la etapa de bandas de fluctuación del $\pm 15\%$, la volatilidad del tipo de cambio es significativamente menor que la correspondiente al periodo comprendido entre su ingreso en el Mecanismo de Cambios y septiembre de 1992.

La conclusión es, sin embargo, distinta para los casos del franco belga y la libra irlandesa, cuyo riesgo cambiario es superior al experimentado durante la etapa de vigencia de las bandas estrechas. Este hecho obedece a la elevada credibilidad de su régimen cambiario en el periodo previo a la crisis y al incremento de la volatilidad experimentado por sus tipos de cambio tras la ampliación de las bandas. Nótese, sin embargo, que, aun en estos casos, el riesgo cambiario observado pocos meses después de la ampliación de bandas es sensiblemente inferior al registrado para la peseta y el escudo en la casi totalidad del periodo comprendido entre sus respectivos ingresos en el Mecanismo de Cambios y la crisis del SME.

Por otra parte, es notorio que, a diferencia de lo ocurrido para la mayor parte de las monedas que ampliaron sus bandas de fluctuación, las monedas que abandonaron el SME experimentaron un incremento sustancial de su riesgo cambiario asociado. Como puede observarse en los gráficos 5.6 y 5.7, la volatilidad condicional corregida de la lira y de la libra esterlina evoluciona en el mismo sentido que su volatilidad condicional. Así, ambas divisas, no solo registran en la actualidad niveles de riesgo cambiario sustancialmente superiores a los que mostraban durante su pertenencia al Sistema, sino que estos han pasado a ser los más elevados de todas las divisas consideradas. Así, el riesgo asociado a la lira y a la libra esterlina supera al asociado a las monedas que tradicionalmente mostraron un nivel de riesgo mayor y que, sin embargo, optaron por no abandonar el SME (la peseta y el escudo), y al correspondiente a las monedas que han experimentado fluctuaciones de mayor entidad tras la ampliación de las bandas (el franco belga y la libra irlandesa).

En resumen: el análisis realizado para este conjunto de divisas

corroborar, en lo fundamental, el resultado obtenido para la peseta, según el cual es de gran importancia tener en cuenta la posible existencia de credibilidad imperfecta en el régimen de fluctuación del tipo de cambio para medir el riesgo cambiario. Con ello, no solo cambia radicalmente la magnitud estimada de dicho riesgo (que es, en las etapas previas a la ampliación de las bandas, significativamente mayor que lo que refleja la varianza condicional), sino que, además, para la mayoría de las monedas, se invierte el sentido en el que este varía tras la ampliación de las bandas de fluctuación al $\pm 15\%$, resultando, en la actualidad, un riesgo cambiario menor que el correspondiente a la etapa de estabilidad cambiaria con las antiguas bandas. Sin embargo, la utilización de una medida de volatilidad condicional corregida no permite cambiar las conclusiones respecto a la evolución y la magnitud relativa del riesgo cambiario para las monedas que pasaron de un régimen con bandas de fluctuación a otro de flotación libre. Este riesgo es, en la actualidad, significativamente superior al correspondiente a su etapa de pertenencia al Mecanismo de Cambios.

6. CONCLUSIONES

La reforma del Mecanismo de Cambios del SME, que supuso la ampliación de las bandas de fluctuación, ha sido considerada, con frecuencia, un mal menor que garantizaba la continuidad de aquel sobre la base de desvirtuar buena parte de su naturaleza. Así, se ha extendido la idea de que, para garantizar la sostenibilidad del Sistema Monetario en un contexto de libre movimiento de capitales y escasa convergencia entre las economías europeas, ha sido preciso renunciar a los efectos beneficiosos sobre el riesgo cambiario asociados a una menor variabilidad de las cotizaciones. En otros términos, la reforma del Sistema habría permitido adquirir un mayor grado de sostenibilidad, al precio de incrementar la volatilidad cambiaria. A pesar de que los indicadores habituales de volatilidad avalan esta visión pesimista de los efectos de la reforma del SME sobre el riesgo cambiario, en este trabajo se ha mostrado evidencia que permite discutir esta idea.

Como primer paso, se ha cuestionado la práctica habitual de medir el riesgo cambiario a partir de estimaciones más o menos rigurosas de la variabilidad observada del tipo de cambio, sin considerar simultáneamente

el grado de confianza que los agentes otorgan al mantenimiento del proceso cuya variabilidad se estima. Esta práctica ignora buena parte del riesgo asumido por los agentes cuando operan con monedas que muestran escasa variabilidad, pero que fluctúan en torno a paridades percibidas como poco sostenibles. Con el fin de subsanar este problema, se ha propuesto como indicador de riesgo cambiario una estimación de la varianza condicional del tipo de cambio que recoge explícitamente la posible falta de credibilidad de su régimen de fluctuación.

El cálculo del indicador requiere realizar supuestos difícilmente contrastables sobre el tamaño esperado de los saltos en el tipo de cambio asociados a los cambios de régimen. En la medida en que los resultados cuantitativos dependen inevitablemente de estos supuestos, se ha optado por utilizar criterios conservadores y, en todo caso, coherentes con los adoptados habitualmente en la literatura. Así, los tamaños esperados no superan nunca los saltos efectivamente realizados y son siempre inferiores a las pérdidas de competitividad acumuladas por los diversos países. Por otra parte, se ha comprobado la solidez de las conclusiones cualitativas ante variaciones moderadas de los supuestos adoptados.

Este indicador ha sido aplicado a la peseta y a otras monedas que pertenecen o han pertenecido al Mecanismo de Cambios del SME, con objeto de evaluar la evolución del riesgo cambiario en el Sistema en los últimos años, obteniéndose las siguientes conclusiones:

- Las medidas convencionales de variabilidad infravaloran sensiblemente el riesgo cambiario para todas las monedas, en la casi totalidad del periodo de vigencia de las bandas estrechas, al no tener en cuenta la evolución de la credibilidad de los regimenes de fluctuación.

- El indicador propuesto señala una evolución del riesgo cambiario en el SME, muy diferente de la sugerida por los indicadores convencionales de volatilidad. Escasos meses después de la ampliación de las bandas, el riesgo cambiario vigente es, para la mayoría de las monedas que han permanecido en el Mecanismo de Cambios, no solo sustancialmente inferior al existente en la etapa de crisis, sino también más reducido que el registrado en el periodo previo a la firma del Tratado de Maastricht y

comparable al correspondiente a la etapa de mayor estabilidad del SME con bandas estrechas. Por otra parte, en los dos únicos casos en los que el riesgo cambiario ha crecido después del 2 de agosto de 1993 (franco belga y libra irlandesa), su magnitud es inferior a la correspondiente a las monedas más arriesgadas (la peseta y el escudo) en la etapa de máxima estabilidad del Sistema.

- El riesgo cambiario asociado a las monedas que permanecen en el Sistema es, en todo caso, notoriamente más reducido que el asociado a las monedas que pasaron a un régimen de libre flotación, para las cuales en la actualidad es sustancialmente mayor que en la etapa de su pertenencia al Mecanismo de Cambios.

Los resultados obtenidos sugieren que, incluso en ausencia de ataques especulativos, los regímenes cambiarios que limitan severamente la fluctuación de los tipos de cambio pueden afectar negativamente al riesgo cambiario percibido, si el mantenimiento de ese régimen exige políticas económicas que el mercado considera poco sostenibles. En estas condiciones, para reducir el riesgo de las operaciones en moneda extranjera, puede resultar preferible la adopción de compromisos cambiarios algo menos ambiciosos que, aunque impliquen una mayor variabilidad de los tipos de cambio, sean lo bastante flexibles para merecer un grado suficiente de credibilidad. No obstante, los resultados relativos a la lira y a la libra inglesa sugieren que, desde el punto de vista de la minimización del riesgo cambiario, el grado idóneo de flexibilidad está lejos del correspondiente a un régimen de libre flotación.

Finalmente, los resultados de este trabajo deben ser tomados con cierta cautela. Conviene recordar que la ganancia de credibilidad observada en el Mecanismo de Cambios, que explica buena parte de la evidencia mostrada, no puede ser exclusivamente atribuida a la reforma del Sistema. En este sentido, no puede obviarse el efecto positivo de las correcciones efectuadas en los desequilibrios de competitividad y de la suavización de los dilemas de política económica. Naturalmente, la reparación de desequilibrios o de otros factores desestabilizadores podría incrementar sustancialmente el riesgo cambiario, incluso en un régimen tan flexible como el actualmente vigente en el SME.

Cuadro 4.1. ESTIMACIÓN DE LOS PROCESOS GARCH: ESP/DEM

$s_{t+1} - s_t = \epsilon_{t+1}, \quad \epsilon_{t+1} t \sim D(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_t^2 + \beta_1 h_{t-1}$					
Periodo	α_0	α_1	β_1	$\chi^2(5)$	N
22.06.89-15.09.92	0,91E-6 (0,22E-6)	0,28 (0,05)	0,55 (0,07)	2,99	782
18.09.92-12.05.93	0,66E-5 (0,24E-5)	0,33 (0,18)	0,35 (0,19)	7,64	155
15.05.93-22.07.93	0,70E-3 (--)	--	--	1,83	47
26.07.93-25.02.94	0,11E-5 (0,73E-6)	0,14 (0,07)	0,80 (0,08)	5,44	146

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- N es el número de observaciones en la muestra.
- $\chi^2(5)$ es el test LM de heteroscedasticidad autorregresiva residual de hasta orden 5.

Cuadro 5.1. SALTOS ESPERADOS EN LOS TIPOS DE CAMBIO

PTE	5% al 9% (8.04.92-13.05.93)^(a)	6% (14.05.93-30.07.93)	0,5% (02.08.93-25.02.94)
FRF	3% (19.06.89-15.09.92)	3% (17.09.92-30.07.93)	0,3% (02.08.93-25.02.94)
DKK	3% (19.06.89-15.09.92)	3% (17.09.92-30.07.93)	0,9% (02.08.93-25.02.94)
LIT	5% (19.06.89-07.01.90)	1% al 14% (8.01.90-17.09.92)^(a)	1% (18.09.92-25.02.94)
GBP	5% al 13% (09.10.90-17.09.92)^(a)	0,2% (18.09.92-25.02.94)	
IEP	3% (19.06.89-11.09.92)	9% (15.09.92-29.01.93)	0,7% (02.02.93-30.07.93)^(b)
			0,1% (03.08.93-25.02.94)^(c)
BEF	3% (19.06.89-18.09.92)	3% (21.09.92-29.07.93)	0,1% (03.08.93-25.02.94)

- (a) Crecimiento lineal entre los dos límites a lo largo del período.
 (b) Cuando el diferencial con el DEM es negativo, se considera un tamaño de -0,1%.
 (c) Cuando el diferencial con el DEM es negativo, se considera un tamaño de -0,05%.

**Cuadro 5.2. ESTIMACIÓN DE LOS PROCESOS GARCH: OTRAS
DIVISAS/DEM**

$s_{t+1} - s_t = \epsilon_{t+1}, \quad \epsilon_{t+1} t \sim D(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_t^2 + \beta_1 h_{t-1}$						
	Período	α_0	α_1	β_1	$\chi^2(5)$	N
FBF	20.06.89-	0,15E-6	0,20	0,64	4,69	785
	15.09.92	(0,5E-7)	(0,05)	(0,08)		
	17.09.92-	0,20E-6	0,22	0,70	4,97	210
	30.07.93	(0,8E-7)	(0,07)	(0,06)		
	03.08.93-	0,03E-6	0,04	0,93	5,88	160
	25.03.94	(0,3E-7)	(0,03)	(0,03)		
DKK	20.06.89-	0,12E-6	0,26	0,65	4,07	791
	15.09.92	(0,4E-7)	(0,05)	(0,06)		
	17.09.92-	0,17E-6	0,31	0,68	3,58	208
	30.07.93	(0,8E-7)	(0,09)	(0,07)		
	03.08.93-	0,09E-6	0,05	0,92	6,02	140
	25.02.94	(0,8E-7)	(0,03)	(0,03)		
PTE	09.04.92-	0,05E-4	0,28	0,47	3,74	263
	12.05.93	(0,1E-5)	(0,09)	(0,09)		
	14.05.93-	0,03E-4	0,12	0,79	2,97	53
	30.07.93	(0,3E-5)	(0,20)	(0,11)		
	02.08.93-	0,96E-6	0,11	0,77	1,79	151
	15.03.94	(0,7E-6)	(0,06)	(0,10)		

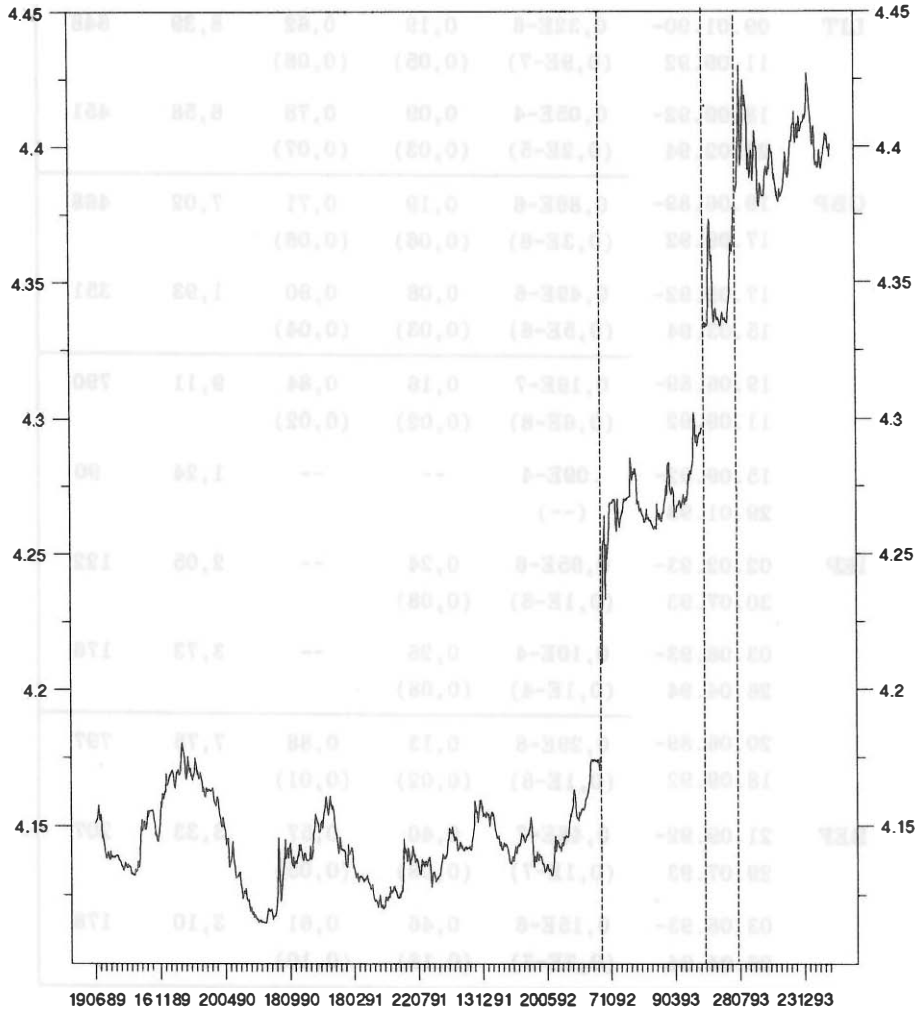
Cuadro 5.2. CONTINUACIÓN

	Periodo	α_0	α_1	β_1	$\chi^2(5)$	N
LIT	22.06.89-	0,20E-6	0,18	0,77	3,66	134
	05.01.90	(0,2E-6)	(0,10)	(0,10)		
	09.01.90-	0,32E-6	0,19	0,62	8,39	648
	11.09.92	(0,9E-7)	(0,05)	(0,08)		
	18.09.92-	0,05E-4	0,09	0,78	6,58	451
	25.02.94	(0,2E-5)	(0,03)	(0,07)		
GBP	19.06.89-	0,86E-6	0,19	0,71	7,02	468
	17.09.92	(0,3E-6)	(0,06)	(0,06)		
	17.09.92-	0,49E-6	0,08	0,90	1,93	351
	15.03.94	(0,5E-6)	(0,03)	(0,04)		
IEP	19.06.89-	0,19E-7	0,16	0,84	9,11	790
	11.09.92	(0,6E-8)	(0,02)	(0,02)		
	15.09.92-	.09E-4	--	--	1,24	90
	29.01.93	(--)				
	02.02.93-	0,95E-6	0,24	--	2,05	122
	30.07.93	(0,1E-6)	(0,08)			
BEF	03.08.93-	0,10E-4	0,26	--	3,73	176
	26.04.94	(0,1E-4)	(0,08)			
	20.06.89-	0,29E-8	0,13	0,88	7,75	797
	18.09.92	(0,1E-8)	(0,02)	(0,01)		
	21.09.92-	0,48E-7	0,40	0,57	3,33	207
	29.07.93	(0,1E-7)	(0,08)	(0,05)		
	03.08.93-	0,15E-6	0,46	0,61	3,10	178
	26.04.94	(0,7E-7)	(0,18)	(0,10)		

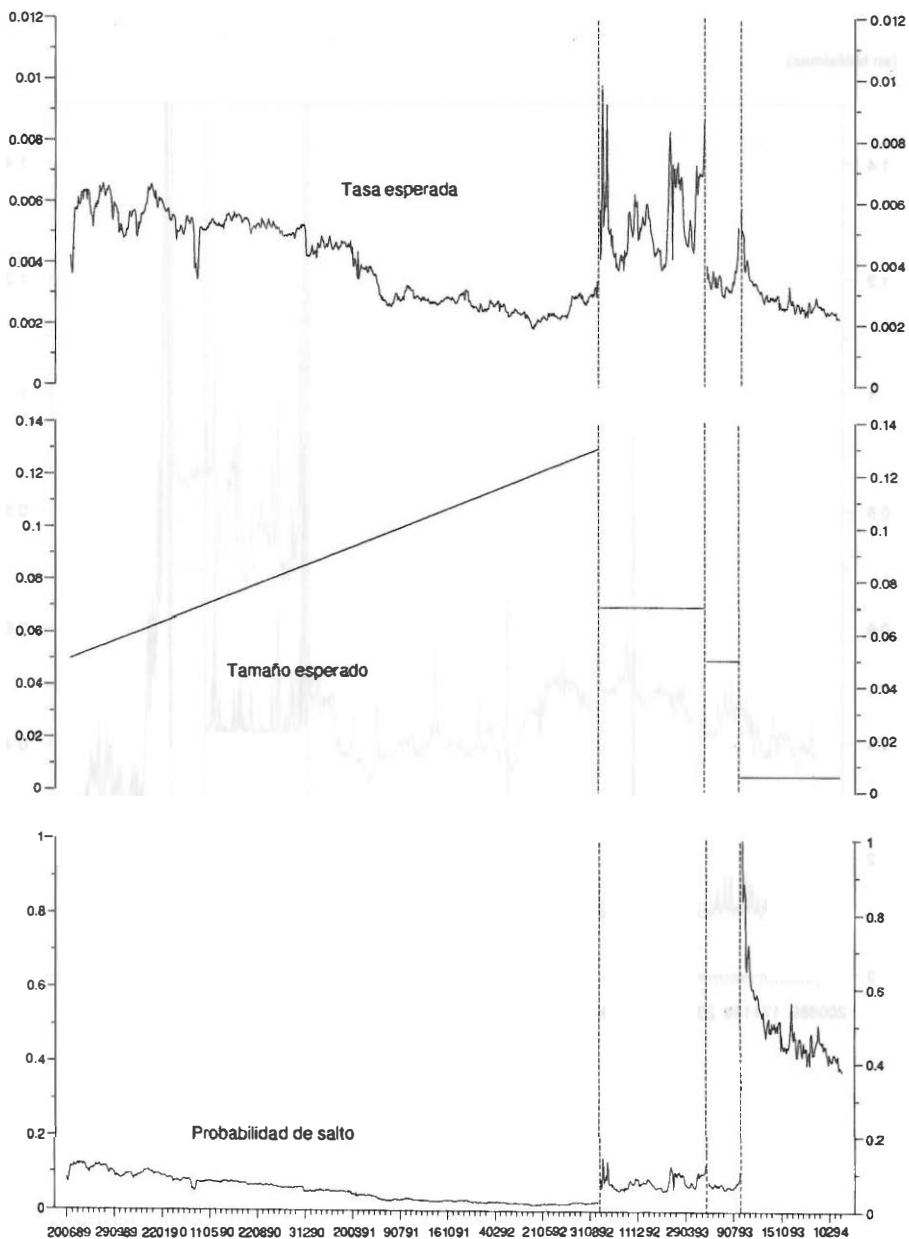
NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- N es el número de observaciones en la muestra.
- $\chi^2(5)$ es el test LM de heteroscedasticidad autorregresiva residual de hasta orden 5.

(LOG) TIPO DE CAMBIO ESP / DEM



TASA ESPERADA DE SALTO EN EL TIPO DE CAMBIO EN 1 MES: ESP / DEM



VARIANZA CONDICIONAL A 1 MES DEL TIPO DE CAMBIO ESP / DEM

(en Milésimas)

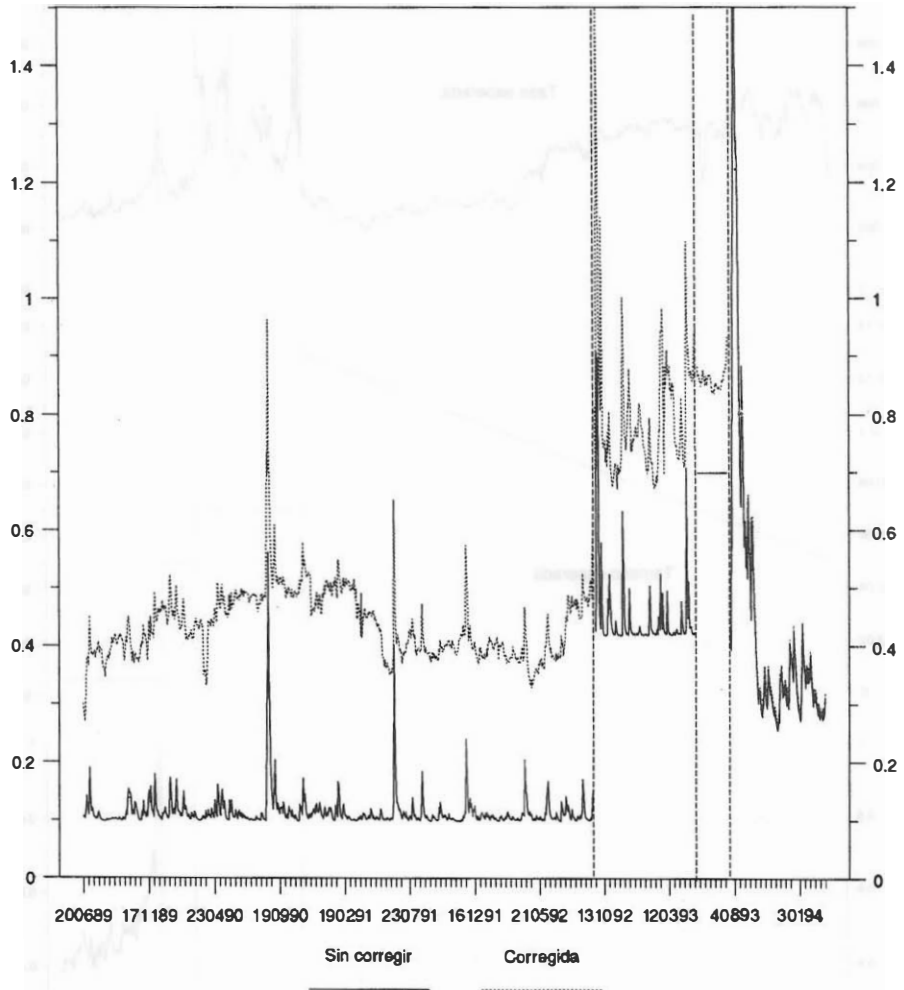


Gráfico 5.1

VARIANZA CONDICIONAL A 1 MES DEL TIPO DE CAMBIO FRF / DEM

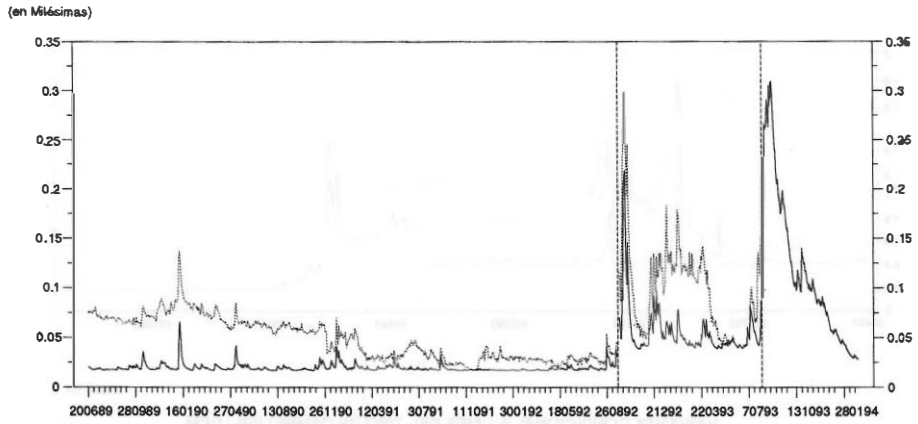


Gráfico 5.2

VARIANZA CONDICIONAL A 1 MES DEL TIPO DE CAMBIO DKK / DEM

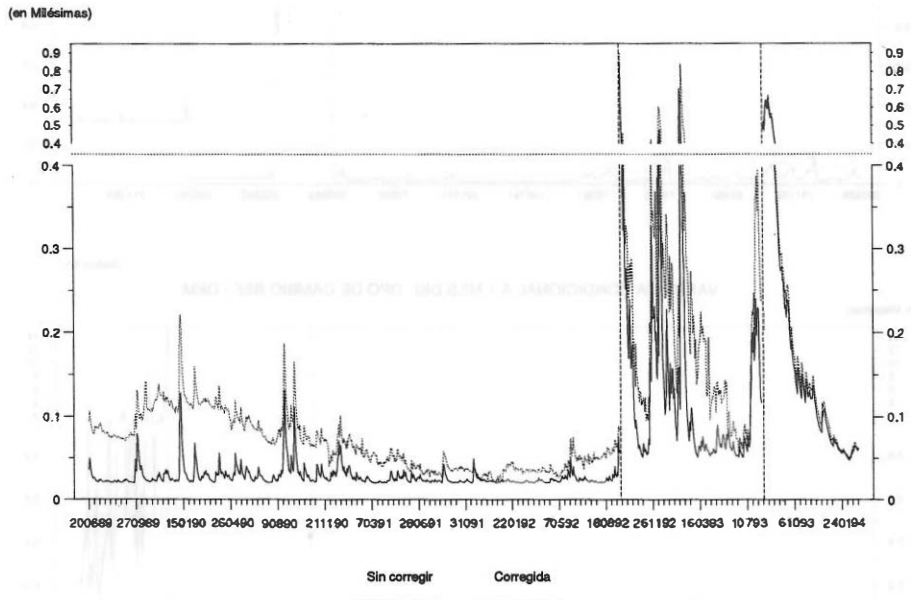


Gráfico 5.3

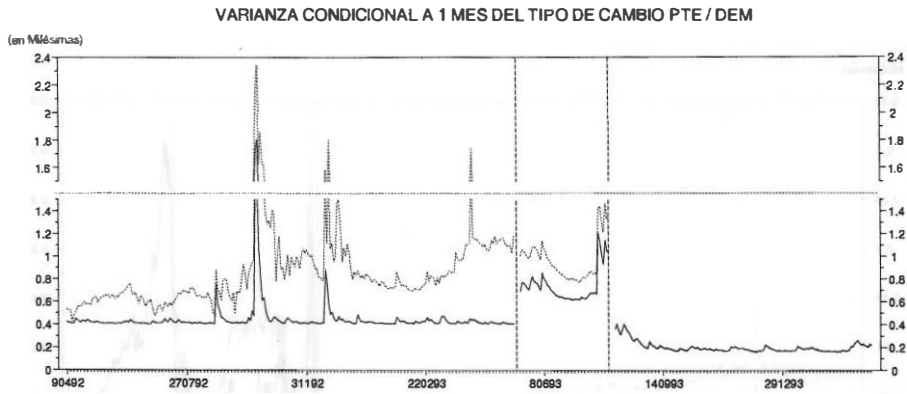


Gráfico 5.4



Gráfico 5.5

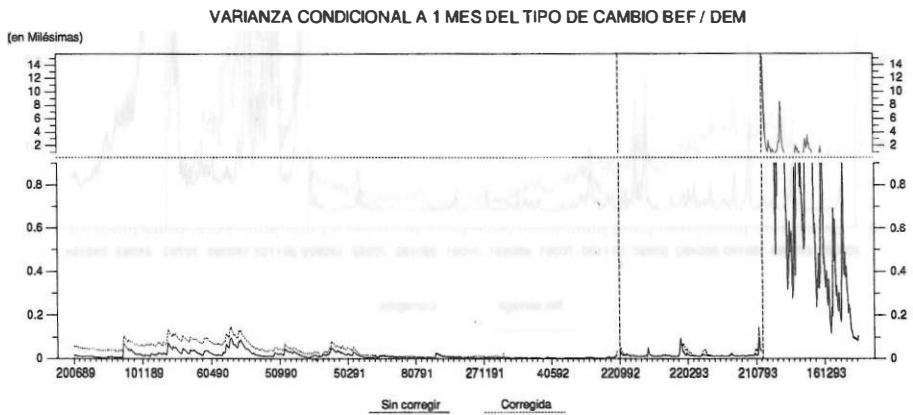
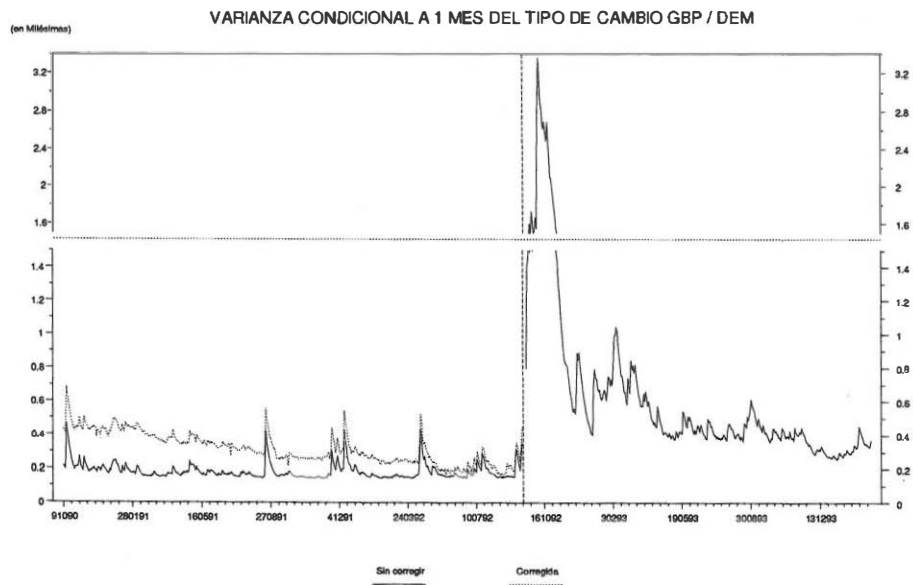


Gráfico 5.6



Gráfico 5.7



ANEJO

En este anejo se presentan los resultados de la estimación de los procesos R1 y R2 para el tipo de cambio de la peseta frente al marco sin imponer la restricción $c = 0$ y $\phi = 1$. Ambos parámetros se han estimado libremente permitiendo que c varíe por subperiodos e imponiendo que ϕ sea constante entre periodos (cuadro A.1). El gráfico A.1 presenta las correspondientes varianzas condicionales corregida y sin corregir.

Cuadro A.1. ESTIMACIÓN DE LOS PROCESOS GARCH: ESP/DEM

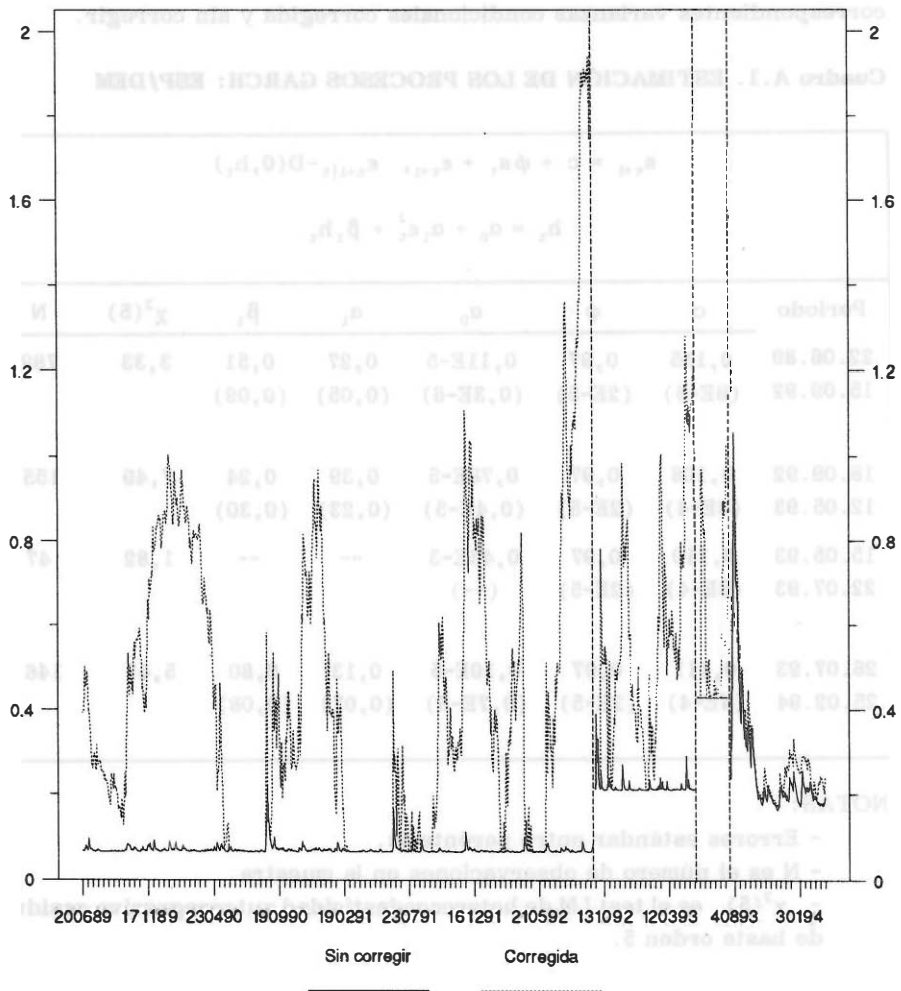
$s_{t+1} = c + \phi s_t + \epsilon_{t+1}, \quad \epsilon_{t+1} t \sim D(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_t^2 + \beta_1 h_t$							
Período	c	ϕ	α_0	α_1	β_1	$\chi^2(5)$	N
22.06.89	0,105	0,97	0,11E-5	0,27	0,51	3,33	782
15.09.92	(8E-5)	(2E-5)	(0,3E-6)	(0,05)	(0,09)		
18.09.92	0,108	0,97	0,78E-5	0,39	0,24	7,49	155
12.05.93	(3E-4)	(2E-5)	(0,4E-5)	(0,23)	(0,30)		
15.05.93	0,110	0,97	0,43E-3	--	--	1,82	47
22.07.93	(8E-4)	(2E-5)	(--)				
26.07.93	0,111	0,97	0,10E-5	0,13	0,80	5,47	146
25.02.94	(4E-4)	(2E-5)	(0,7E-6)	(0,07)	(0,08)		

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- N es el número de observaciones en la muestra.
- $\chi^2(5)$ es el test LM de heteroscedasticidad autorregresiva residual de hasta orden 5.

VARIANZA CONDICIONAL A 1 MES DEL TIPO DE CAMBIO ESP / DEM
 $\phi = .97$

(en Milésimas)



NOTA: Se han mantenido los mismos tamaños de salto esperados que para $c=0$ y $\phi=1$.

BIBLIOGRAFÍA

ALBEROLA, E., HUMBERTO, J. y ORTS, V. (1994): "An application of the Kalman Filter to the Spanish experience in a target zone (1989-92)", de próxima aparición en Revista Española de Economía.

ARTIS, M. J. y TAYLOR, M. P. (1988): "Exchange Rates, Capital Controls and the European Monetary System: Assessing the Track Record", en Giavazzi, Micossi y Miller (eds.) The European Monetary System, Cambridge University Press.

AYUSO, J., PÉREZ-JURADO, M. y RESTOY, F. (1993): "Indicadores de Credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME", Cuadernos Económicos de ICE, 53.

AYUSO, J., y RESTOY, F. (1992): "Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio", Banco de España, Documento de Trabajo 9225.

BOLLERSLEV, T. (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, 38.

DRAZEN, A. y MASSON, P. (1993): "Credibility of Policies versus Credibility of Policymakers", NBER Working Paper num. 4448.

EDISON, H. y MELVIN, M. (1990): "The Determinants and Implications of the Choice of an Exchange Rate System", en W. Haraf y T. Willet, eds., Monetary Policy for a Volatile Global Economy, American Enterprise Institute, Washington D.C.

ENGLE, R. F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation", Econometrica, 50.

FRANKEL, J. y PHILLIPS, S. (1991): "The European Monetary System: Credible at last?", NBER, Working Paper 3819.

FRATIANNI, M. y J. von HAGEN (1990): "The European Monetary System Ten Years After", en Meltzer y Plosser, Carnegie Rochester Conference Series, 32.

HOLDEN, S. y VIKOREN, B. (1992): "Have Interest Rates in the Nordic Countries Been 'Too High'? A Test Based on Devaluation Expectations", Norges Bank, Arbeids Notad 1992/6.

KRASKER, W. S. (1980): "The 'Peso Problem' in testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", Journal of Monetary Economics, 6.

KRUGMAN, P. (1990): "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", Quarterly Journal of Economics, 106.

LINDBERG, H., SVENSSON, L. y SODERLIND, P. (1993): "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92", Economic Journal, 103.

SVENSSON, L. (1992): "The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk", Journal of International Economics, 33.

SVENSSON, L. (1993): "Assesing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMS", European Economic Review, 37.

UNGERER, H., EVANS, O., MAYER, T. y YOUNG, P. (1986): "The European Monetary System: recent developments", Occasional Paper n. 48, International Monetary Fund.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.
- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?
- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Goria and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy y G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M.ª Jesús Martín:** Series de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **Pedro Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **Pedro Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín y Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment. Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el Sistema Monetario Europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9323 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad sectorial: comportamiento cíclico en la economía española.
- 9324 **Juan J. Dolado, Miguel Sebastián y Javier Vallés:** Cyclical patterns of the Spanish economy.
- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.

- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quirós:** El mercado británico de deuda pública.
- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M.ª Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.ª Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.ª Sánchez Sáez y M.ª T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** Building a Monetary Union in Europe: is it worthwhile, where do we stand, and where are we going?
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en desagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario: agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.
- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas?

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1993 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid