

El precio del riesgo tras la entrada del euro

SANTANA JIMÉNEZ, YOLANDA (*) Y PÉREZ RODRÍGUEZ, JORGE VICENTE (**)

(*) *Departamento de Métodos Cuantitativos. Universidad de Las Palmas G.C.*

(**) *Dpto. Métodos Cuantitativos. Universidad de Las Palmas G.C.*

Campus de Tarifa. 35017 Las Palmas de G.C. (España). (*) Telf.: 34-928 458 644 Fax: 34-928 451 829.

E-mail: ysantana@dmc.ulpgc.es (**) Telf. 34- 928 458 222 Fax: 34-928 458 225. E-mail: jvperez@dmc.ulpgc.es

RESUMEN

Este artículo analiza la evolución de las primas de riesgo cambiario de la peseta y libra esterlina frente al dólar. Para ello, consideramos que las primas de riesgo son una función de la covarianza condicional entre dos tipos de cambio, y pueden descomponerse en dos componentes que varían en el tiempo: el coeficiente de remuneración del riesgo y la volatilidad condicional. Los datos empleados son de frecuencia diaria, y el periodo abarca desde el uno de enero de 1996 hasta el doce de enero de 2001. Los resultados muestran un incremento de la prima de riesgo para la peseta/dólar tras la entrada del euro, incrementándose por tanto el riesgo en el área de la Unión Europea frente al dólar. Por otro lado, ante depreciaciones esperadas de la peseta frente al dólar se espera que la libra se aprecie frente a la peseta en el periodo analizado. Finalmente, no parece existir cierta evidencia de mayor asociación de movimientos comunes entre la peseta y la libra tras la entrada del euro.

Palabras clave: prima de riesgo, tipos de cambio, varianza condicional.

Risk Price after Euro's introduction

ABSTRACT

This paper analyses the evolution of the risk premium of the peseta/dollar and pound sterling/dollar. For this purpose, we consider that the risk premiums are a function of the conditional covariance between two exchange rates, and that they can be separated into two components which vary through time: the price of risk and the conditional volatility. Daily frequency data have been used, covering the period from January 1 1996 to January 12 2001. The results show an increase of the risk premium for the peseta/dollar after the introduction of the euro, implying an increase of risk in the European Union area against the dollar. On the other hand, it is expected that the pound sterling appreciates against the peseta in the presence of expected depreciations of the peseta against the dollar in that period. Finally, it does not seem to be evidence of greater link of common movements between the peseta and the pound sterling after the entrance of the euro.

Keywords: Risk premium, exchange rate, conditional volatility.

Clasificación JEL: C32, F31, G10.

Artículo recibido en octubre de 2003 y aceptado para su publicación en febrero de 2005.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: E-23111

1. INTRODUCCIÓN

Dado el creciente proceso de globalización experimentado en las últimas décadas, ha surgido una extensa literatura que se preocupa por estudiar la evolución del riesgo cambiario¹. Paralelamente, a raíz de la constitución del Sistema Monetario Europeo y su posterior paso a la Unión Monetaria Europea, muchos otros autores se centraron en el análisis de la credibilidad del Sistema Monetario Europeo (SME)². Tras la entrada del euro el uno de enero de 1999, resulta de gran interés tanto para el entorno europeo como para la economía mundial, analizar la evolución de esta moneda en términos de riesgo cambiario frente a las monedas de mayor volumen de negociación.

Pues bien, este trabajo investiga el comportamiento de la prima de riesgo antes y después de la entrada del euro, mediante el uso de un modelo que relaciona los movimientos de los tipos de cambio de una moneda perteneciente al SME (la peseta) frente al dólar, con otra ajena a éste pero vinculada al entorno europeo (la libra esterlina, aunque participó en él durante el periodo 1990-1992) y utilizando la formulación propuesta por Malliaropulos (1995)³. Cabe destacar que el componente predecible de la prima de riesgo se descompondrá en dos partes. La primera es el coeficiente de remuneración del riesgo (CRR)⁴ y la segunda es la volatilidad condicional. Alternati-

¹ Muchos estudios modelizan el riesgo cambiario empleando modelos de valoración de activos de capital, como es el caso de McCurdy y Morgan (1991), Malliaropulos (1997) o Tai (2001), entre otros.

² El concepto de credibilidad hace referencia a la confianza que los agentes tienen en el mantenimiento de un régimen de tipo de cambio. La medida de la credibilidad del sistema cambiario cobró gran interés con la creación del SME. En este contexto surgieron los modelos de Zonas Objetivo, que tratan de modelizar el comportamiento de tipos de cambio mixtos. Cabe destacar en primer lugar, un modelo inicial planteado por Krugman (1991), que considera credibilidad perfecta, es decir, no existe probabilidad de realineamiento de las bandas de fluctuación del tipo de cambio, y en segundo lugar, los modelos que sí consideran probabilidad de realineamiento, tratándose, por tanto, de modelos de credibilidad imperfecta, entre los que destaca el modelo de Bertola y Svensson (1993). Los trabajos de Ledesma, Navarro, Pérez-Rodríguez y Sosvilla (1999a, b, c, y 2000) proporcionan una panorámica de las diferentes medidas de credibilidad existentes.

³ Este modelo determina las primas de riesgo de las distintas monedas componentes del SME frente al dólar como una función de la covarianza condicional con un tipo de cambio de referencia que en su caso es el marco/dólar. Al mismo tiempo, define una medida de credibilidad basada en la elasticidad condicional del cambio del *i*-ésimo tipo de cambio con respecto al marco/dólar. Su análisis estudia el riesgo dentro del SME teniendo en cuenta que las monedas que lo componían actuaban en un sistema de tipos de cambio cuasi-fijos. Otros trabajos que emplean esta metodología son: Ledesma, Navarro, Pérez-Rodríguez y Sosvilla (1999a y 1999b), y Ledesma, Navarro y Pérez Rodríguez (2001).

⁴ El coeficiente de remuneración del riesgo se puede interpretar como el precio por unidad de riesgo que el inversor exige por asumir dicho riesgo.

vamente, se realizará una estimación recursiva del modelo con el fin de permitir que los parámetros varíen en el tiempo, interpretando la evolución del CRR variable en el tiempo.

Dado que estamos interesados en comparar la evolución del riesgo antes y después de la entrada del euro, se ha seleccionado una muestra de frecuencia diaria que abarca el periodo desde el uno de enero de 1996 hasta el doce de enero de 2001. Los aspectos que caracterizan la elección de las variables son los siguientes. En primer lugar, se ha seleccionado la peseta como moneda componente del SME frente al dólar porque estamos interesados en captar los posibles efectos causados por la introducción del euro para España a partir del 1 de Enero de 1999⁵. En este sentido, los tipos de cambio se han definido con respecto al dólar porque ésta es una forma de analizar la fortaleza de la nueva moneda respecto a la estadounidense, lo que permitirá hablar de nuestro poder de negociación a nivel internacional en los inicios del funcionamiento de la moneda única. En segundo lugar, aunque la libra no pertenece al SME, está fuertemente vinculada a su entorno, por lo que consideramos que resulta coherente relacionar los tipos de cambio esperados de la peseta/dólar con los de la libra/dólar mediante un parámetro variable en el tiempo (la elasticidad condicional). Con ello, podremos estudiar si las depreciaciones esperadas de la peseta respecto al dólar están relacionadas con depreciaciones más pequeñas o más grandes de la libra respecto al dólar, y si éstas varían en el tiempo; es decir, estudiar si existe mayor o menor asociación de movimientos comunes entre la peseta y la libra tras la entrada del euro.

La organización del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se presenta el modelo propuesto por Malliaropulos (1995). En la sección 3 se realizará un análisis descriptivo de las variables y la muestra empleada. En la sección 4 se presentarán los resultados de las estimaciones realizadas para la peseta/dólar y la libra/dólar. En la sección 5 se presentarán los resultados obtenidos mediante la estimación recursiva. En la sección 6 se explicará la tendencia a largo plazo del precio del riesgo y finalmente, en la sección 7 se expondrán las principales conclusiones obtenidas.

2. UN MODELO EMPÍRICO PARA LA PRIMA DE RIESGO

El modelo que usamos para estimar el riesgo cambiario es el enfoque propuesto por Malliaropulos (1995). Este plantea la siguiente relación:

$$E_{t-1}(s_{it}) - s_{it-1} = \beta_{it} [E_{t-1}(s_{1t}) - s_{1,t-1}] \quad [1]$$

⁵Hay que tener en cuenta que después del uno de enero de 1999 la peseta actúa como denominación facial del euro y se construye a partir de éste.

donde s_{1t} es el logaritmo del tipo de cambio de una moneda de referencia perteneciente al SME frente al dólar, s_{it} es el logaritmo del tipo de cambio i -ésimo con respecto al dólar y $E_{t-1}(\cdot)$ es la expectativa condicionada de los agentes a la información disponible en $t-1$. Según (1), el tipo de cambio esperado de la i -ésima moneda está relacionado con el tipo de cambio esperado de la moneda de referencia frente al dólar mediante un parámetro variable en el tiempo β_{it} , que representa la elasticidad condicional y es una medida de credibilidad del SME. Esta relación se justifica por el hecho de que las monedas del SME han estado actuando como un sistema de tipos de cambio cuasi-fijos.

En el caso que nos ocupa, utilizaremos esta relación para vincular la peseta, que tomaremos como moneda de referencia, con la libra respecto al dólar. Esta relación puede justificarse por el hecho de que aunque la libra no pertenece al SME, sí está muy vinculada a su entorno, existiendo cada vez mayor correlación entre la libra y el euro. De esta forma, de ahora en adelante, se identificarán s_{1t} y s_{2t} como los logaritmos neperianos de la peseta y la libra con respecto al dólar, respectivamente.

Si se multiplican ambos miembros de la ecuación (1) por el término entre corchetes del segundo miembro, y considerando que $i=2$ se obtiene que:

$$\beta_{2t} = \frac{\text{cov}_{t-1}(\Delta s_{1t}, \Delta s_{2t})}{\text{var}_{t-1}(\Delta s_{1t})} = \frac{h_{12,t}}{h_{11,t}}$$

donde $h_{12,t}$ es la covarianza condicionada de la variación del logaritmo de la libra/dólar con respecto a la de la peseta/dólar, y $h_{11,t}$ es la varianza condicionada de la variación del logaritmo del tipo de cambio de la peseta/dólar (ambas medidas obtenidas a partir de la información disponible en $t-1$). La interpretación de β_{2t} es la siguiente:

- a) Si $\beta_{2t}=1$, entonces depreciaciones esperadas de la peseta frente al dólar estarían asociadas con depreciaciones de la libra con respecto al dólar de forma que la libra no se apreciaría ni depreciaría frente a la peseta. En este caso, la libra y la peseta se comportarían como si estuvieran en un sistema de tipos de cambio fijos, sobre el que existiría una total credibilidad.
- b) Si $0 < \beta_{2t} < 1$, entonces una depreciación esperada de la peseta con respecto al dólar estaría asociada con una depreciación esperada menos que proporcional de la libra con respecto al dólar, con lo cual la libra se apreciaría frente a la peseta.
- c) Si $\beta_{2t} > 1$, entonces una depreciación esperada de la peseta con respecto al dólar estaría asociada con una depreciación esperada más que proporcional de la libra con respecto al dólar, con lo que la libra se depreciaría frente a la peseta.

Si además se supone que los agentes forman sus expectativas racionalmente, se puede decir que:

$$s_{it} = E_{t-1}(s_{it}) + \varepsilon_{it} \text{ para } i=1,2 \quad [2]$$

donde ε_{it} es un error aleatorio de media cero. Definiendo $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t})'$ y denominando por Ψ_{t-1} el conjunto de información disponible en $t-1$, tenemos que:

$$[3]$$

donde Ω_t es la matriz de varianzas y covarianzas condicional simétrica del error de predicción con elemento típico $\{h_{ij,t}\}$ para $i,j = 1,2$. Por otro lado, se asume que la media condicional del cambio logarítmico del tipo de cambio peseta/dólar es una función lineal de su propia varianza condicional,

$$\Delta s_{1t} = \gamma h_{11,t} + \varepsilon_{1t} \quad [4]$$

De las ecuaciones (1), (2) y (4), y teniendo en cuenta a partir de la ecuación (4) que $E_{t-1}(s_{1t}) - s_{t-1} = \gamma h_{11,t}$, se obtiene que:

$$\Delta s_{2t} = \gamma h_{12,t} + \varepsilon_{2t}$$

$$\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, \Omega_t)$$

siendo g el precio del riesgo o precio de la volatilidad; y $h_{12,t}$ la covarianza condicional de la peseta/dólar y la libra/dólar. La prima de riesgo de la libra respecto al dólar sería entonces el resultado de multiplicar ambos elementos.

El modelo a estimar es:

$$\begin{aligned} \Delta s_{1t} &= \gamma h_{11,t} + \beta_1 \Delta s_{1,t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{1p} D_{1p,t} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta s_{2t} &= \gamma h_{12,t} + \beta_2 \Delta s_{2,t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{2p} D_{2p,t} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad [5]$$

donde $D_{1p,t}$ y $D_{2p,t}$ son variables ficticias que toman valor 1 para aquellas observaciones anómalas en la muestra analizada.

Además, la matriz de varianzas y covarianzas condicionada adopta la forma propuesta por BEKK, siendo:

$$\Omega_t = C'C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + G' \Omega_{t-1} G \quad [6]$$

donde C, A y G son matrices de parámetros simétricas. Desarrollando cada uno de los componentes de las matrices tenemos que:

$$\Omega_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{12,t} & h_{22,t} \end{pmatrix}; C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix}; A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}; G = \begin{pmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{pmatrix}$$

Por otro lado, se ha considerado una función de densidad condicional normal y se ha empleado el algoritmo de optimización numérico Bernt, Hall, Hall y Hausman (BHHH)⁶.

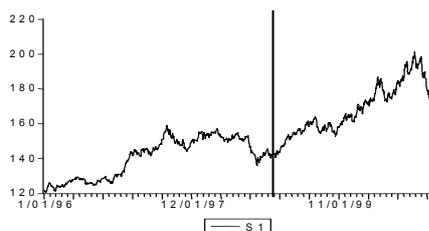
3. DATOS Y MUESTRA

Los datos empleados en la estimación del modelo son los tipos de cambio peseta/dólar y libra/dólar diarios para el periodo que abarca desde el uno de enero de 1996 hasta el doce de enero de 2001. La peseta/dólar es virtual en el sentido de que desde el 1 de enero de 1999 no cotiza como tal, construyéndose ésta como producto de la cotización oficial euro/dólar por 166.386 pesetas/euro.

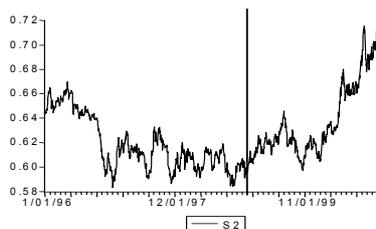
Figura 1

Evolución de los tipos de cambio peseta/dólar (S1 o S_{1t}) y libra/dólar (S2 o S_{2t}) y de sus variaciones logarítmicas.

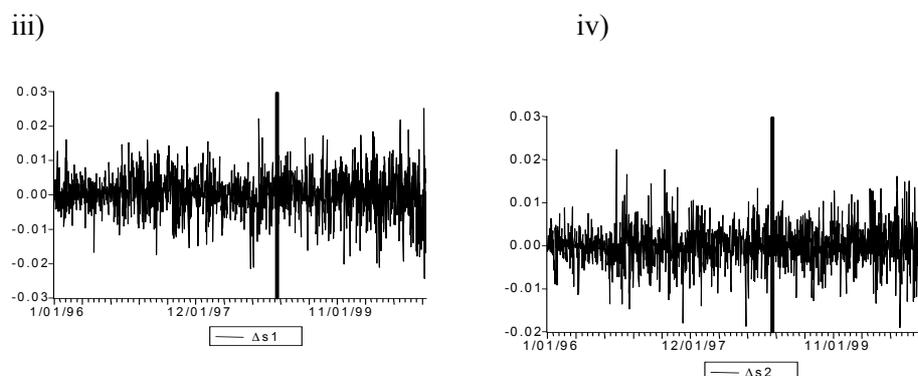
i)



ii)



⁶ No obstante, también se han considerado especificaciones alternativas, utilizando una versión simplificada de la matriz de varianzas y covarianzas condicional que supone que las matrices de coeficientes son diagonales; se ha empleado también una función de densidad condicional t -Student y se ha probado además con el algoritmo de optimización numérico BFGS, seleccionando finalmente la especificación que mejores resultados ofrecía.



Nota: Las líneas verticales representan la entrada del euro el uno de enero de 1999.

La Figura 1 muestra la evolución de los tipos de cambio peseta/dólar y libra/dólar, así como sus variaciones logarítmicas. Como puede observarse, tras el uno de enero de 1999, la peseta sufre un fuerte proceso de depreciación frente al dólar, mientras que la libra también se deprecia, pero en menor grado. Además, se aprecia que antes de la entrada del euro existía una divergencia mucho mayor en la evolución de ambos tipos de cambio que después de esta fecha. En el Cuadro 1 se presentan, por submuestras, las desviaciones típicas y las correlaciones entre ambos tipos de cambio, con el objeto de ofrecer un análisis descriptivo algo más detallado de la evolución de estas series. En este sentido, se aprecia un incremento en la dispersión de la peseta y la libra con respecto al dólar tras la entrada del euro, ya que las desviaciones típicas de ambos tipos de cambio aumentan después del uno de enero de 1999. Por otro lado, también puede verse cómo antes de la entrada del euro la correlación entre la peseta/dólar y la libra/dólar era negativa (-0.65), mientras que tras la entrada del euro ambos tipos de cambio presentan una fuerte correlación positiva (0.91). Por otro lado, la correlación entre las rentabilidades cambiarias de la peseta y libra con respecto al dólar también crece después del uno de enero de 1999.

Cuadro 1
Desviaciones típicas y correlaciones de los tipos de cambio por subperiodos.

	$\sigma(S_{1t})$	$\sigma(S_{2t})$	$\text{corr}(S_{1t}, S_{2t})$	$\text{corr}(\Delta S_{1t}, \Delta S_{2t})$
1-1-1996; 31-12-1998	11.1763	0.02153	-0.65	0.41
1-1-1999; 12-1-2001	14.4840	0.03047	0.91	0.53

Estos resultados son razonables en la medida que existen una serie de factores que han condicionado una relación más estrecha entre la libra y la peseta con respecto al dólar. El hecho de que los ciclos económicos de Gran Bretaña y la zona euro hayan

convergiendo gradualmente puede explicar la mayor correlación entre estos tipos de cambio después de 1999.

En general, la libra ha tenido un comportamiento más estable frente al dólar que las monedas componentes del SME (o posteriormente el euro) durante el periodo muestral analizado. No obstante, la libra sufre un proceso de depreciación frente al dólar durante el año 2000. Por otro lado, si analizamos la evolución de la peseta/libra en general, la libra se ha apreciado frente a la peseta (y posteriormente frente al euro). Los factores responsables de la fortaleza de la libra durante 1996 y 1997 son: las reformas económicas llevadas a cabo por Gran Bretaña, que conllevaron una caída significativa del desempleo, junto con un diferencial de crecimiento y de diferencial de tipos de interés a favor de Gran Bretaña. Después de 1999 estos factores desaparecen y, sin embargo, la libra continúa apreciándose ahora frente al euro. Esta apreciación de la libra frente al euro tiene que entenderse como un fenómeno vinculado a la apreciación del dólar frente al euro. Parece ser que la libra se ha beneficiado del euro, estando este último infravalorado frente al dólar, mientras que la relación de la libra/dólar es más estable.

Cuadro 2
Contrastes de raíces unitarias de la variación logarítmica del tipo de cambio.

	ADF(p=4)		PP(l=6)		KPSS(l=6)	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
Δs_{1t}	-14.71	-14.72	-38.70	-38.70	0.076	0.059
Δs_{2t}	-14.80	-14.84	-36.46	-36.47	0.156	0.021
1%	-3.4382	-3.9702	-3.4382	-3.9702	0.739	0.216
5%	-2.8642	-3.4157	-2.8642	-3.4157	0.463	0.146

Nota: Valores críticos de los contrastes ADF y PP obtenidos de MacKinnon (1991). Valores críticos del contraste KPSS obtenidos de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992). El número de retardos p elegido es 4, mientras que el punto de truncamiento l se ha calculado a través de la expresión $l = \text{floor} \left[(T/100)^{1/4} \right]$, siendo floor el número entero más pequeño.

Finalmente, cabría concluir este apartado comentando algunas propiedades de las series de rentabilidad analizadas. Por un lado, en términos de la estacionariedad o no de las mismas, un análisis de la existencia de raíces unitarias de las variaciones logarítmicas de los tipos de cambio - empleando diversos contrastes como los de

Dickey y Fuller ampliado, Phillips y Perron, o Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), véase el Cuadro 2 –, muestra que en las versiones con constante, y con constante y tendencia, se deduce que en ningún caso puede rechazarse la hipótesis nula de que las series son integradas de orden cero, es decir, estacionarias.

Cuadro 3.
Contrastes de autocorrelación y efectos ARCH.

		Panel A: Rentabilidades cambiarias									
		LBQ(1)	LBQ(5)	LBQ(10)	LBQ(20)	AS	K	JB	ARCH1	ARCH5	ARCH10
Δs_{1t}		5.6 [0.018]	8.31 [0.14]	10.442 [0.403]	17.22 [0.639]	-0.12	3.49	16.3 [0]	0.232 [0.878]	21.55 [0]	36.93 [0]
Δs_{2t}		0.8657 [0.352]	4.96 [0.42]	7.267 [0.7]	19.3 [0.502]	-0.05	3.53	16.3 [0]	4.433 [0.035]	16.94 [0.004]	28.75 [0.0013]
		Panel B: Rentabilidades cambiarias al cuadrado									
		LBQ ₂ (1)	LBQ ₂ (5)	LBQ ₂ (10)	LBQ ₂ (20)	AS ₂	K ₂	JB ₂			
Δs_{1t}		0.023 [0.879]	21.9 [0.001]	47.459 [0]	75.955 [0]	2.699	11.46	5519.4 [0]			
Δs_{2t}		4.36 [0.037]	20.31 [0.001]	40.94 [0]	50.072 [0]	2.62	10.4	4544.2 [0]			

Nota: $LBQ(1)$, $LBQ(5)$, $LBQ(10)$ y $LBQ(20)$ son los estadísticos correspondientes al contraste de Ljung-Box de las rentabilidades. AS , K y JB hacen referencia al coeficiente de asimetría, de curtosis, y el contraste de Jarque Bera, respectivamente. Se realiza también un análisis de las rentabilidades cambiarias al cuadrado, expresándose la nomenclatura con los mismos términos, pero con un subíndice 2. $ARCH1$, $ARCH5$ y $ARCH10$ denotan los estadísticos correspondientes al contraste de multiplicadores de Lagrange ARCH que contrasta la existencia de especificación ARCH con un retardo, cinco y diez, respectivamente. Los valores entre paréntesis hacen referencia al valor p asociado al estadístico.

Por otro lado, y con el objetivo de detectar posibles comportamientos típicos de la presencia de una varianza condicional en las series, se ha realizado un análisis de las rentabilidades de los tipos de cambio y sus cuadrados. El Cuadro 3 muestra estos resultados para diversos estadísticos y contrastes, tales como el coeficiente de asimetría, el de curtosis, el estadístico de Jarque-Bera y los contrastes de Ljung-Box. Por último, aparecen los contrastes $ARCH(p)$, $p=1,5,10$, que son multiplicadores de Lagrange y que contrastan la hipótesis nula de que no existen efectos ARCH. Como puede observarse, las rentabilidades de los tipos de cambio (Δs_{jt} , $j=1,2$) presentan una débil estructura en la parte regular, ya que únicamente el coeficiente de correlación de primer orden es significativamente distinto de cero al 5% de significación en el caso de la variación logarítmica de la peseta con respecto al dólar. En contraste, la hipótesis de no autocorrelación de los residuos al cuadrado se rechaza en ambos casos. Este hecho es sintomático de la existencia de volatilidad condicional en las

series analizadas, que se corrobora con el contraste heterocedasticidad condicional autorregresiva, el cual rechaza la hipótesis de ausencia de efectos ARCH para ambas rentabilidades cambiarias.

En resumen, el análisis detallado de las series muestra que éstas son leptocúrticas y asimétricas hacia la izquierda rechazándose, por tanto, el contraste de normalidad; además, se rechaza la ausencia de efectos ARCH y los residuos al cuadrado son significativos. Estos hechos corroboran la existencia de comportamientos de volatilidad condicionada en dichas series, lo cual nos permite tratar de modelizarlas mediante procesos ARCH.

4. ESTIMACIÓN DEL MODELO CON CRR CONSTANTE

En esta sección se investiga la existencia de primas de riesgo variables en el tiempo, analizando el CRR antes y después de la entrada del euro. Para ello, se estimará el modelo (5) conjuntamente con la especificación (6) por máxima verosimilitud - utilizando el algoritmo BHHH -, tanto para el periodo completo, como considerando cada uno de los subperiodos anterior y posterior al uno de enero de 1999.

El Cuadro 4 muestra los resultados de la estimación del modelo especificado en (5) y (6)⁷, utilizando el algoritmo de optimización BHHH.

Los modelos estimados están correctamente especificados, si atendemos a los resultados mostrados por los diversos contrastes de los residuos de cada ecuación [véase el Apéndice, Cuadro A.I que contiene los contrastes de Engle y Ng (1993), basados en la distinción entre *shocks* negativos y positivos de los errores y en la curva de impacto de las noticias, tales como t_1, t_2, t_3 y F ; el contraste de consistencia de la estimación de Pagan y Schwert, los valores propios, el valor del logaritmo de verosimilitud y los criterios de información de Akaike (AIC) y de información Bayesiana de Schwarz (SBIC); y el Cuadro A.II, que muestra los estadísticos de asimetría y curtosis de los residuos estandarizados (z_t) y no estandarizados (ε_t), el contraste de normalidad de los residuos de Jarque-Bera (JB) que se distribuye como una χ^2_2 bajo la hipótesis nula, y el contraste de no autocorrelación de Ljung-Box para los residuos estandarizados, $LBQ(k)$, $k=1,10,20$, y para los residuos estandarizados al cuadrado, $LBQ_2(k)$, $k=1,10,20$ que se distribuye como una χ^2_k]⁸.

⁷ Se ha realizado también una estimación de la matriz de varianzas y covarianzas condicional imponiendo diagonalidad, pero el contraste de la razón de verosimilitudes rechaza la validez de esta restricción, seleccionando finalmente como mejor modelo el no restringido.

⁸ En ningún caso se rechazan tampoco los contrastes de sesgo de signo ofrecidos por Engle y Ng (1993, pp. 1749-1778) (t_{ij}), así como sus contrastes conjuntos (F_1 y F_2). En cuanto a los contrastes de consistencia ofrecidos por Pagan y Schwert, únicamente P_{11} se rechaza al 5%,

Cuadro 4.

Estimaciones máximo verosímiles para el modelo propuesto por Malliaropulos en el caso del tipo de cambio libra-dólar frente a peseta-dólar.

El modelo propuesto es:

$$\Delta s_{1t} = \gamma_1 h_{11,t} + \beta_1 \Delta s_{1,t-1} + \delta_{11} D_{11,t} + \delta_{12} D_{12,t} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta s_{2t} = \gamma_2 h_{12,t} + \beta_2 \Delta s_{2,t-1} + \delta_{21} D_{21,t} + \delta_{22} D_{22,t} + \varepsilon_{2t}$$

donde la matriz de varianzas y covarianzas condicionada adopta la forma propuesta por BEKK, siendo:

$$\text{donde: } \Omega_t = \begin{pmatrix} h_{11,t}^2 & h_{12,t} \\ h_{12,t} & h_{22,t}^2 \end{pmatrix}; C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix}; A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}; G = \begin{pmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{pmatrix}.$$

	Periodo completo		1ª muestra		2ª muestra	
	Coef.	t-Student	Coef.	t-Student	Coef.	t-Student
γ_1	9.405	1.85 ^a	9.35	1.36	6.832	0.98
β_1	-0.066	-2.64 ^a	-0.07	-1.97 ^a	-0.060	-1.46
β_2	-0.022	-0.87	-0.005	-0.15	-0.057	-1.25
δ_{11}	0.017	3.78 ^a	0.020	0.23	0.017	1.87 ^b
δ_{12}	-0.014	-4.45 ^a	-0.018	-1.86 ^b	-0.014	-2.50 ^a
δ_{21}	0.014	6.73 ^a	0.015	7.50 ^a	0.013	1.67 ^b
δ_{22}	-0.015	-1.67 ^b	-0.016	-2.91 ^a	-0.015	-2.38 ^a
c_{11}	0.0006	0.09	0.001	0.73	0.005	2.27 ^a
c_{12}	-0.002	-0.06	-0.001	-0.3	0.002	0.73
c_{22}	0.0015	0.02	3.40E-05	1.85 ^b	2.9E-5	8.01 ^a
g_{11}	0.287	0.188	0.5830	6.72 ^a	0.795	2.10 ^a
g_{12}	-0.617	-5.56 ^a	-0.3622	-4.53 ^a	0.346	0.70
g_{21}	1.2209	6.25 ^a	0.665	6.71 ^a	-0.373	-0.61
g_{22}	0.8672	5.61 ^a	1.02	12.6 ^a	-0.999	-6.14 ^a
a_{11}	0.207	4.21 ^a	0.219	4.01 ^a	0.067	0.93
a_{12}	0.184	5.1 ^a	0.064	1.53	0.189	3.10 ^a
a_{21}	-0.293	-4.32 ^a	-0.2102	-3.13 ^a	-0.287	-1.83 ^b
a_{22}	0.049	1.24	0.2104	4.99 ^a	-0.101	-1.06

Nota: El superíndice **a** indica significativo al 5%, mientras que **b** indica significativo al 10%.

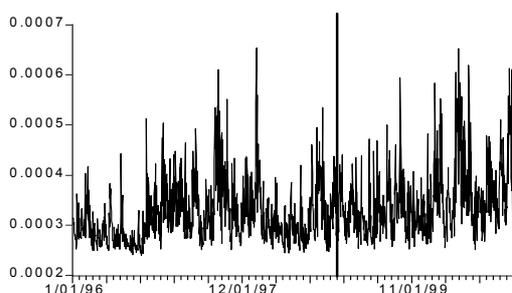
aunque no puede rechazarse al 1%. Por último, los valores propios cumplen las condiciones de estacionariedad para el modelo que estamos estudiando en su estimación completa, siendo todos ellos estrictamente menores que la unidad. Finalmente, cabe destacar que los residuos estandarizados no presentan estructura, dado que el valor del estadístico LBQ no permite rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación. No obstante, sigue sin producirse la normalidad de dichos residuos atendiendo al contraste de JB.

Desde este punto de vista, podemos realizar los siguientes comentarios, con el fin de conocer lo sucedido antes y después de la entrada del euro.

Teniendo en cuenta la estimación del periodo completo, encontramos que el coeficiente CRR resulta significativo al 10% de significación, siendo su valor 9.4. El hecho de que el signo del CRR sea positivo y que además $h_{12,t}$ también lo sea para todo el periodo, indica que se espera que las monedas se deprecien frente al dólar. No obstante, la evolución de la prima de riesgo de la peseta (véase la Figura 2), indica que existe una pequeña tendencia creciente tras la entrada del euro, lo que supone que se ha podido incrementar el riesgo cambiario frente al dólar.

Figura 2.

Evolución de la prima de riesgo para el modelo correspondiente a la peseta/dólar.



En cuanto a las rentabilidades cambiarias retardadas que se incluyen en las ecuaciones del modelo, ésta resulta significativa para la peseta/dólar no siéndolo para la libra/dólar. Las variables ficticias creadas para captar observaciones anómalas resultan significativas excepto δ_{22} . Los elementos correspondientes a la matriz de constantes de las varianzas y covarianzas condicionales, resultan no significativos. Por otro lado, los elementos de la matriz G y A resultan significativos excepto g_{11} y a_{22} y presentan signos correctos, es decir, a_{ii} y g_{ii} son positivos, no admitiéndose otras especificaciones equivalentes (como por ejemplo la vectorial). Los valores de los elementos de la diagonal principal de G son $g_{11} = 0.28$ y $g_{22} = 0.86$, indicando que para el caso de la libra/dólar existe una persistencia de *shocks* en la varianza condicional relativamente alta.

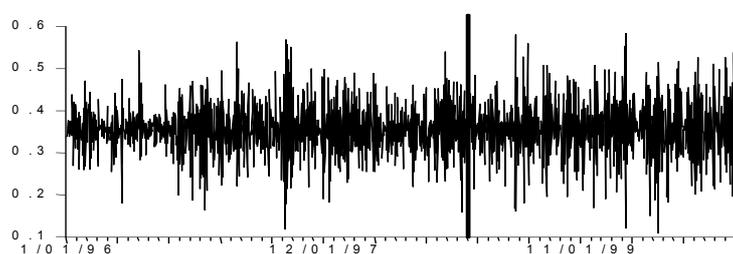
Por otro lado, al realizar un análisis comparativo entre el primer y segundo periodo muestral, se observa que en ambas submuestras el precio del riesgo (g) deja de ser significativo, decreciendo el valor del coeficiente (ya que pasa de valer 9.35 a 6.8) y disminuyendo también el estadístico t-Student. Cabe destacar también que existen diferencias significativas en las estimaciones de los coeficientes correspondientes a las matrices A y G entre la primera y la segunda muestra. En general, estos coeficientes pierden significatividad en la segunda muestra. En cuanto a la interpretación de

los resultados obtenidos por subperiodos, no pueden deducirse conclusiones sobre la evolución del precio del riesgo, dado que éste no resulta significativo en ningún caso para los niveles convencionales.

Finalmente, podemos decir que la elasticidad condicional de la libra/dólar respecto a la peseta/dólar (cuya evolución aparece en la Figura 3), posee un valor medio de 0.354 (con una desviación estándar 0.067). Según estos resultados, depreciaciones de la peseta respecto al dólar están asociadas con depreciaciones más pequeñas proporcionalmente de la libra respecto al dólar, con lo que se espera que la libra se aprecie con respecto a la peseta. La volatilidad condicional muestra una evolución constante en la media y una mayor dispersión de los datos al final del periodo muestral. Puede interpretarse que si bien los descriptivos no condicionados reflejan una mayor covariabilidad entre la libra/dólar y la peseta/dólar después de 1999, la elasticidad condicional no muestra una evidencia clara de mayor asociación de movimientos comunes en el mercado cambiario de la libra y la peseta respecto al dólar.

Figura 3.

Evolución de la elasticidad condicional de la libra/dólar respecto a la peseta/dólar.



5. ESTIMACIÓN RECURSIVA DEL CRR Y DE LAS PRIMAS DE RIESGO

Con la finalidad de analizar si el coeficiente de remuneración del riesgo varía en el tiempo (es decir, si se encuentra evidencia de la inestabilidad temporal o la percepción de que también el precio del riesgo varía en el tiempo), diseñamos un procedimiento recursivo que actualiza las estimaciones de los parámetros periodo a periodo. Las estimaciones recursivas utilizan como valores iniciales de los parámetros a los obtenidos en la última recursión para la i -ésima iteración. Esto es importante porque actualiza periodo a periodo las estimaciones, ganándose eficiencia en las mismas. El método recursivo que aplicamos está basado en una adaptación recursiva del método de Engle (1982, pp. 987-1007), y es una hipótesis plausible ya que la maximización de la verosimilitud muestral es también una forma de aprendizaje.

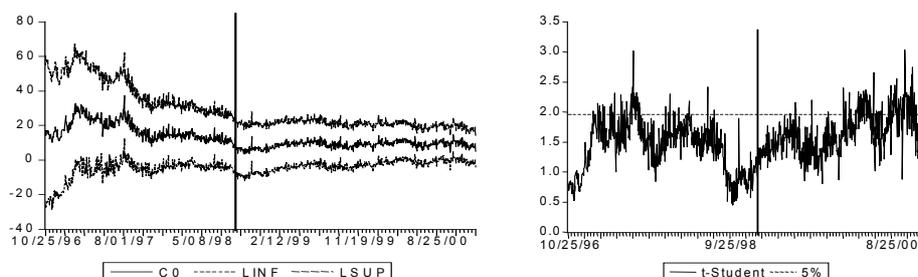
La estimación recursiva se basa en que tanto el coeficiente de remuneración del riesgo como la volatilidad condicional se re-estiman añadiendo siempre una observación adicional en el entorno de la máxima verosimilitud. El tamaño muestral de partida consta de 215 observaciones⁹. Esto es, la primera muestra que se estima contiene información del periodo que abarca desde el 1 de enero de 1996 hasta el 25 de octubre del mismo año ($r=215$). La segunda muestra arranca desde el 1 de enero de 1996 y acaba el 26 de octubre de 1996 ($r=216$), y así sucesivamente. El total de estimaciones que se obtendrán es 1001, y se corresponden con el periodo que abarca desde el 25 de octubre de 1996 hasta el 12 de enero de 2001.

Bajo esta idea general, se ha empleado recursivamente el algoritmo de estimación de Bernt, Hall, Hall y Hausman, utilizándolo para obtener estimaciones de los parámetros de interés y β_i , δ_{ij} , c_{ij} , g_{ij} y $a_{ij} \forall i, j=1,2$. Además, se han obtenido también recursivamente los contrastes individuales de los parámetros a estimar, y los contrastes de especificación obtenidos anteriormente en la estimación completa. El modelo estimado recursivamente es análogo al estimado para el periodo completo, con la excepción de que se ha obviado la introducción de las variables ficticias que captan observaciones anómalas, dada las dificultades técnicas y no superadas, derivadas de la inclusión de las mismas. En la Figura 4 se representa la evolución del precio del riesgo g y su correspondiente estadístico t -Student a lo largo del periodo muestral estimado con el algoritmo BHHH.

En cuanto al valor del coeficiente g_t (CRRV), existe un comportamiento diferenciado entre los dos periodos muestrales analizados: el antes y después de la entrada del euro. Dicho valor presenta un comportamiento aparentemente más estable después de la entrada del euro, ya que antes de 1999, el CRRV presentaba una clara tendencia decreciente, mientras que después de esta fecha el precio del riesgo exigido por el inversor por unidad de riesgo invertida se estabiliza, siendo su evolución estacionaria en media. Además, como puede observarse, la significatividad del coeficiente crece a lo largo del segundo periodo muestral, resultando significativo durante la etapa posterior a la entrada del euro.

⁹ Hemos optado por este tamaño, porque consideramos que es un número suficiente de observaciones para mostrar la eficacia o ineficacia de la estimación cuando utilizamos tamaños muestrales reducidos. También deberíamos comentar que las imprecisiones de la estimación desaparecen a partir de un tamaño de muestra superior a 95 observaciones. Esto significa que los resultados son adecuados estadísticamente cuando las muestras contienen información a partir del 25 de octubre de 1996.

Figura 4.
Evolución del precio del riesgo ($\gamma_{15} = C0$) y t-Student.



Nota: *LINF* es el límite inferior del intervalo de confianza del parámetro estimado; *LSUP* es el límite superior; *t-Student* es el cociente entre el parámetro estimado y el error estándar recursivo bajo la hipótesis nula de parámetro no significativo estadísticamente; 5% es el valor crítico de la distribución *t-Student* al 5% de significación. Los contrastes son de dos colas. La línea vertical corresponde con la entrada del euro: 1-1-1999.

A partir de estos resultados cabe concluir lo siguiente con respecto a la posición de España. Aún cuando podían existir argumentos a favor de la estabilidad del euro¹⁰, y de cierta continuidad de la reducción de riesgo que durante años había caracterizado a las monedas pertenecientes al SME [véase Frömmel y Menkhoff (2001)], la volatilidad del euro se incrementó. Existen algunas razones que pudieron favorecer esa mayor volatilidad. En primer lugar, después de 1999 se produjo un error de cálculo de las expectativas de crecimiento en la zona euro, siendo finalmente mayor el crecimiento real en los Estados Unidos. Esto ha afectado a la divisa europea, entrando en una fase de depreciación y de mayor inestabilidad frente al dólar. En segundo lugar, a partir de marzo de 1999 se produce un encarecimiento continuado de los precios del petróleo que afecta al euro por la dependencia que Europa tiene de esta materia prima y provocando el surgimiento de riesgos inflacionistas en el ámbito mundial. Como consecuencia de estas tensiones inflacionistas, los bancos centrales se ven obligados a endurecer sus políticas monetarias, de modo que tanto la Reserva Federal como el Banco Central Europeo incrementan en varias ocasiones los tipos de interés oficiales. Mientras tanto, el euro experimenta una fase de depreciación continuada desde su constitución. Este hecho resulta preocupante, de modo que en la

¹⁰ Por ejemplo, porque tiene sentido pensar que el euro debería ser más estable que la media de sus componentes, ya que un área económica grande tiene menos incentivos para utilizar estratégicamente su política monetaria para estabilizar su economía que un país pequeño. Estaría menos preocupado por su tipo de cambio porque su producción depende menos de éste. Los países grandes gozarán de tipos de cambio más estables que los países pequeños.

segunda quincena de Septiembre se realizan intervenciones de compra de euros concertadas con otros bancos centrales, favoreciendo así una recuperación transitoria del tipo de cambio del euro frente al dólar. En este sentido, el Banco Central Europeo, que no tiene ningún mandato explícito de conseguir estabilidad de los tipos de cambio, sí que está dispuesto a intervenir en situaciones críticas. En tercer lugar, otro factor crucial ha sido el fuerte flujo inversor europeo en la economía americana. La creación de un gran mercado financiero europeo ha permitido la colocación de grandes emisiones de títulos de deuda que posteriormente se han empleado para la adquisición de compañías extranjeras. Es un factor positivo que equilibra la tradicional asimetría entre los flujos inversores americanos en Europa frente a las inversiones europeas en Estados Unidos. Sin embargo, inicialmente supone un debilitamiento del euro frente al dólar. Por último, y en cuarto lugar, habría que tener en cuenta que la introducción de una moneda nueva genera una gran incertidumbre en los mercados, por lo que es razonable pensar que sólo por el hecho de la aparición del euro, haya aumentado el riesgo cambiario frente al dólar en el entorno europeo.

No obstante lo anterior, y a pesar de todo, cabe mencionar que la evolución del euro después de 2001 ha experimentado un cambio radical, produciéndose una depreciación generalizada del dólar a partir de esta fecha. La posible causa de esta depreciación según argumentan las autoridades monetarias es el deterioro del crecimiento económico de Estados Unidos, junto con la creciente preocupación en los mercados acerca del desequilibrio de su balanza por cuenta corriente, el elevado déficit presupuestario, las crecientes tensiones geopolíticas y la incertidumbre sobre las perspectivas de crecimiento económico futuro.

6. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha analizado la evolución de las primas de riesgo de la peseta/dólar y libra/dólar a partir de una muestra de frecuencia diaria que empieza el uno de enero de 1996 y finaliza el doce de enero de 2001. Para ello, se ha utilizado el enfoque alternativo propuesto por Malliaropulos (1995), para tratar de ligar los movimientos de la peseta y libra con respecto al dólar y averiguar si la depreciación de la peseta/dólar era mayor o menor que la de la libra/dólar.

Los resultados muestran que la entrada del euro ha afectado al riesgo cambiario de la peseta/dólar (o euro/dólar) produciéndose un cierto incremento del mismo, al menos durante un corto periodo de tiempo, que coincide con el del periodo de análisis.

Este hecho se justifica porque el CRR es positivo, significativo - aumentando su significatividad tras la entrada del euro -, y pasa de tener una tendencia decreciente antes de 1999 a presentar una leve pendiente creciente después de esta fecha. Según esto, el precio exigido por unidad de riesgo invertida se estabiliza tras la entrada del euro.

Por otro lado, la elasticidad condicional de la libra/dólar respecto a la peseta/dólar es estacionaria, su valor medio es 0.35 y es siempre positiva, con lo cual depreciaciones de la peseta con respecto al dólar están asociadas con depreciaciones más pequeñas proporcionalmente de la libra respecto al dólar, lo que implica que la libra se apreciaría con respecto a la peseta durante el periodo de análisis.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BABA, Y., ENGEL, R.F., KRAFT, D.F. Y KRONER, K.F. (1990) Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, Mimeo, Departamento de Economía, Universidad de California, San Diego.
- BERTOLA, G. Y SVENSSON, L. (1993) Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target-Zone Models, *Review of Economics Studies*, 60, pp. 689-712.
- ENGLE, R.F. (1982) Autoregressive Conditional Heterocedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- ENGLE, R.F. Y NG, V. (1993) Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, *Journal of Finance*, 48, pp. 1749-1778.
- FRÖMMEL, M. AND MENKHOFF, L. (2001): Risk Reduction in the EMS?. Evidence from Trends in Exchange Rate Properties, *Journal of Common Markets Studies*, 49(2), pp. 285-306.
- KRUGMAN, P. (1991) Target Zones and Exchange Rate Dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 669-82.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P. Y SHIN, Y. (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- LEDESMA, F., NAVARRO, M., PÉREZ RODRÍGUEZ, J. Y SOSVILLA, S. (1999a) A Study of the Credibility of the Spanish Peseta, *Estudios de Economía Aplicada*, 11, pp. 85-100.
- LEDESMA, F., NAVARRO, M., PÉREZ-RODRÍGUEZ, J. Y SOSVILLA-RIVERO, S. (1999b) Una aproximación a la credibilidad de la peseta en el Sistema Monetario Europeo, *Moneda y Crédito*, 209, pp. 195-230.
- LEDESMA, F., NAVARRO, M., PÉREZ-RODRÍGUEZ, J. Y SOSVILLA-RIVERO, S. (1999c) Una aproximación a la Credibilidad del Escudo en el Sistema Monetario Europeo, *Economía*, Janeiro-Maio-Outubro, 23, pp. 69-95.
- LEDESMA, F., NAVARRO, M., PÉREZ-RODRÍGUEZ, J. Y SOSVILLA-RIVERO, S. (2000) On the Credibility of the Irish Poud in the ERM, *The Economic and Social Review*, 31(2), pp. 151-172.

- LEDESMA, F., NAVARRO, M. Y PÉREZ-RODRÍGUEZ, J. (2001) Una nota sobre credibilidad y no-linealidad, *Revista Asturiana de Economía*, 22, pp. 107-121.
- MACKINNON, J.G. (1991) Critical Values for Cointegrations Tests in: R.F.Engle and C.W.J. Granger (eds), *Long Run Economic Relationships* (Oxford University Press, Oxford), pp. 267-287.
- MALLIAROPULOS, D. (1995) Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS, *Applied Economics*, 27, pp. 117-123.
- MALLIAROPULOS, D. (1997) A Multivariate GARCH Model of Risk Premia in Foreign Exchange Markets, *Economic Modelling*, 14, pp. 61-79.
- MCCURDY, T.H. Y MORGAN I. G. (1991) Tests for a Systematic Risk Component in Deviations from Uncovered Interest Rate Parity, *Review of Economic Studies*, 58, pp. 587-602.
- TAI, C. (2001) A Multivariate GARCH in Mean Approach to Testing Uncovered Interest Parity Evidence from Asia-Pacific Foreign Exchange Markets, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, pp. 441-460.

APÉNDICE

Cuadro A.1.
Contrastes correspondientes a los modelos estimados en el Cuadro 4.

	Periodo completo	1ª muestra	2ª muestra
t ₁₁	2.238	2.875	1.2007
t ₂₁	-0.407	-1.672	1.155
t ₃₁	-0.744	-0.867	-1.676
F ₁	0.223	0.276	0.741
P ₁₁	3	0.13	0.341
t ₁₂	-0.695	0.022	-1.337
t ₂₂	-1.696	-1.624	0.194
t ₃₂	-1.01	-0.155	-1.570
F ₂	0.33	0.133	1.05
P ₂₂	2.21	2.08	0.98
P ₁₂	3.24	0.73	0.43
λ_1	0.847	0.909	0.859
λ_2	0.843	0.899	0.711
λ_3	0.4107	0.482	0.617
λ_4	0.4107	0.482	0.511
logL	12698.6	7686.95	5045.4
AIC	-19.3301	-19.638	-18.935
SBIC	-19.259	-19.531	-18.79

Nota: t_{ij} y F_j son los contrastes ofrecidos por Engle y Ng (1993, pp. 1749-1778) para cada ecuación $j=1,2$ del modelo, basados en la distinción entre shocks negativos y positivos. Los valores críticos correspondientes a los contrastes bilaterales t_{ij} al 95% son aproximadamente, 1.962. El valor crítico correspondiente al contraste conjunto de especificación para la varianza heterocedástica F_j es 2.611 al 95%; P_{1j} es el contraste de consistencia de la estimación de Pagan y Schwert, cuya hipótesis nula es $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ en la regresión auxiliar $\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt} = \alpha + \beta h_{ij,t} + v_t$, y cuyo valor crítico es 5.99; λ_i son los valores propios correspondientes a la matriz $A \otimes A + G \otimes G$; AIC y SBIC son los criterios de información de Akaike y de información Bayesiana de Schwarz, respectivamente.

Cuadro A.2.
Análisis de los residuos estandarizados y no estandarizados del modelo no diagonal estimados mediante BHHH para la libra/dólar y peseta/dólar

Ecuación		Media	D. T.	Asimet.	Curtos.	J-B	LBQ ₂ (1)	LBQ ₂ (5)	LBQ ₂ (10)	LBQ ₂ (20)
Periodo completo										
Δs_1	ε_t	-1.6E-5	0.005	-0.124	3.472	15.55 [0.00042]				
	z_t	-0.0034	0.968	-0.127	3.481	16.23 [0.00029]	1.02 [0.312]	5.47 [0.361]	11.92 [0.29]	25.2 [0.194]
Δs_2	ε_t	-0.0001	0.004	-0.057	3.534	16.333 [0.00028]				
	z_t	-0.0263	0.971	-0.086	3.4906	14.806 [0.000609]	0.1411 [0.70]	3.108 [0.683]	9.82 [0.456]	15.84 [0.72]
Primera muestra										
Δs_1	ε_t	-2.7E-5	0.005	-0.054	3.684	15.655 [0.00039]				
	z_t	-0.0052	0.879	-0.049	3.6769	15.23 [0.00049]	0.033 [0.85]	0.755 [0.98]	4.15 [0.94]	11.19 [0.94]
Δs_2	ε_t	-0.0002	0.004	-0.146	3.6518	16.615 [0.00024]				
	z_t	-0.044	0.933	-0.1538	3.6059	15.03 [0.00054]	3.39 [0.065]	6.34 [0.274]	9.33 [0.5]	16.76 [0.66]
Segunda muestra										
Δs_1	ε_t	0.00013	0.006	-0.187	3.063	3.1865 [0.203]				
	z_t	0.0214	0.992	-0.187	3.089	3.3015 [0.1919]	3.32 [0.06]	7.76 [0.17]	11.06 [0.353]	21.53 [0.36]
Δs_2	ε_t	7.03E-5	0.004	-0.0034	3.3018	2.0164 [0.3648]				
	z_t	0.01212	0.969	-0.057	3.279	2.0246 [0.3633]	1.18 [0.27]	2.3 [0.806]	9.32 [0.5]	17.904 [0.59]