

Yolanda Santana-Jiménez*
Jorge V. Pérez-Rodríguez*

EL RIESGO CAMBIARIO Y EL EFECTO EURO EN LOS TIPOS DE CAMBIO DE CONTADO

En este trabajo se estudia la evolución del riesgo cambiario de la peseta-dólar (euro-dólar desde el 1 de enero de 1999) a través de la relación entre los excesos de rendimiento cambiario y la volatilidad condicional. Para ello, se utiliza un modelo GARCH-M cuyos parámetros son estimados por máxima verosimilitud. El período muestral abarca desde el 1 de enero de 1996 hasta el 12 de enero de 2001. Además, se realiza una estimación recursiva de los modelos propuestos con el fin de obtener la evolución temporal del coeficiente de remuneración del riesgo (CRRV). Los resultados indican que el CRRV es positivo y significativo, y aumenta tras la entrada del euro, mientras que en la etapa del SME dicho coeficiente presentaba una tendencia decreciente.

Palabras clave: mercados financieros internacionales, tipo de cambio, volatilidad.

Clasificación JEL: C53, F31, G15.

1. Introducción

El establecimiento del Sistema Monetario Europeo (SME) y la constitución de una moneda única para todos los países que integran el mismo a partir del 1 de enero del año 2002, ha generado un gran número de expectativas sobre los efectos que producirá en la economía.

Durante la etapa de evolución hacia la Unión Europea, muchos de los trabajos que ofrecía la literatura

económica se centraban en analizar el comportamiento de las monedas componentes del Sistema Monetario. Así, se ha valorado la credibilidad del SME¹, se ha discutido la hipótesis de paridad descubierta de intereses y la eficiencia del mercado cambiario² y se ha estudiado la evolución del riesgo cambiario entre las monedas que

¹ KRUGMAN (1991), BERTOLA y SVENSSON (1993) y SVENSSON (1991) plantean modelos de zonas objetivos, mientras que MALLIAROPULOS (1995) elabora una elasticidad condicional que constituye una medida de credibilidad del Sistema.

² Se considera que un mercado eficiente es aquel formado por agentes racionales y neutrales al riesgo. FAMA (1984), AYUSO, DOLADO y SOSVILLA-RIVERO (1991) y CASTRO y NOVALES (1997) son algunos de los trabajos que analizan la eficiencia de los mercados de tipos de cambio a plazos.

* Departamento de Métodos Cuantitativos. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.

integran el Sistema, estando todos estos análisis interrelacionados, ya que pretendían estudiar detenidamente el plan de convergencia establecido para las monedas, y hasta qué punto era éste fiable. Ahora, una vez que se ha constituido el euro a partir del 1 de enero de 1999, el interés se centra en el análisis de la evolución de esta moneda, en cómo se comporta frente a otras divisas, y en la evolución del riesgo de la misma.

En el estudio del riesgo cambiario existen numerosos enfoques que se han llevado a cabo tanto dentro del entorno del SME, como con otras monedas que se mueven libremente. Muchas veces el riesgo cambiario viene asociado al concepto de volatilidad condicional del tipo de cambio, aunque existen modelos más complejos que tratan de explicarlo como es el caso de los modelos de valoración de activos de capital³. Pues bien, el presente trabajo se sitúa dentro del ámbito de estudio del riesgo cambiario del euro frente a otras monedas utilizando la volatilidad condicional para medirlo, y con él se pretende valorar si la introducción del euro ha supuesto un cambio en términos de riesgo cambiario frente al dólar.

Para ello, se ha optado por elegir una moneda componente del SME, que a partir del 1 de enero de 1999 representa la denominación facial del euro. De esta manera, podemos evaluar el período de permanencia en el SME así como los primeros años post-SME, lo cual hace posible la comparación del riesgo cambiario antes y después de la entrada del euro. Concretamente, se ha elegido a la peseta con el fin de analizar cómo ha afectado a España el hecho de formar parte de este proceso de integración europea en términos de riesgo cambiario frente al dólar⁴. La muestra escogida para el análisis tiene periodicidad diaria y comprende el período que abarca desde el 1 de enero de 1996 hasta el 12 de enero de 2001.

³ McCURDY y MORGAN (1991) o MALLIAROPULOS (1997) realizan trabajos con modelos ICAPM.

⁴ Debe tenerse en cuenta que desde el uno de enero de 1999, la peseta/dólar se construye a partir del euro/dólar, obteniéndose como el producto del euro/dólar por 166,386 pesetas/euro.

El riesgo cambiario de la peseta se cuantificará empleando el enfoque univariante GARCH-M, valorando el riesgo a partir de las volatilidades condicionadas de los excesos de rendimiento cambiario. Este enfoque permite la descomposición de la prima de riesgo entre el precio del riesgo (o coeficiente de remuneración del riesgo, CRR) y la volatilidad condicional de los excesos de rendimiento cambiario⁵. Por otro lado, se introducirá un procedimiento de estimación recursiva de los coeficientes de los modelos GARCH-M. Así, se analizará la posibilidad de que el CRR varíe en el tiempo (CRRV), pues consideramos que el estudio de su evolución temporal puede estar justificado porque, bien puede existir un cambio estructural en las preferencias de los individuos, bien porque las reglas de formación de las expectativas cambian, o bien por las variaciones derivadas del proceso de aprendizaje. De esta forma, se podrá averiguar la tendencia con la que se incorpora la nueva información.

La organización del presente trabajo es la siguiente. En el epígrafe 2 se desarrollará la metodología económica empleada. En el epígrafe 3 se realizará un análisis descriptivo de las variables y la muestra empleada. En el epígrafe 4 se presentarán los resultados de las estimaciones realizadas para la peseta/dólar considerando primero todo el período muestral y posteriormente mediante la estimación recursiva. Finalmente, en el epígrafe 5 se expondrán las principales conclusiones obtenidas.

⁵ Ejemplos de este tipo de modelización son los empleados por DOMOWITZ y HAKKIO (1985), que aplican un modelo GARCH-M para detectar primas de riesgo en monedas europeas, no encontrando evidencia a favor de las mismas; McCURDY y MORGAN (1987, 1988 y 1989), que trabajan con periodicidad mensual y obtienen resultados no significativos para los coeficientes del modelo ARCH-M; LIM y McNELIS (1998), que estiman el exceso de rendimiento de la libra irlandesa y la peseta española con respecto al marco con datos mensuales, encontrando que el precio del riesgo es significativo; TAI (2001), por su parte, análogamente a DOMOWITZ y HAKKIO (1985), estima el mismo modelo con datos semanales para el yen japonés, el dólar de Hong Kong, el dólar de Singapur y el *ringgit* de Malasia, no encontrando tampoco evidencia a favor de primas de riesgo significativas.

2. Metodología econométrica

La prima de riesgo cambiaria se modeliza a través de modelos de varianza condicional heterocedástica, con media condicional no nula del tipo GARCH-M(1,1). Concretamente, la relación rentabilidad-riesgo cambiario que estudiamos a partir de los modelos, viene definida por la siguiente expresión:

$$er_t^c = \delta h_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde er_t^c es el exceso de rendimiento de la peseta/dólar, definiéndose el exceso de rendimiento cambiario de la siguiente forma:

$$er_t^c = r_{2,t-1} + s_t - s_{t-1} - r_{1,t-1}$$

donde $r_{2,t-1}$ y $r_{1,t-1}$ son los tipos de interés libres de riesgo de Estados Unidos y España, respectivamente; s_t es el tipo de cambio de la peseta respecto al dólar, expresado en logaritmo neperiano; h_t^2 es una varianza heterocedástica en el tiempo condicionada a la información disponible en $t-1$ y ε_t es un error de predicción que se distribuye $N(0, h_t^2)$.

En este estudio consideramos que el riesgo se define a través de la ecuación de volatilidad condicional propuesta a partir de un GARCH(1,1)-M, tal que:

$$h_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 \quad [2]$$

donde los signos de los coeficientes deben ser estrictamente positivos: $\omega > 0$, $\alpha > 0$ y $\beta > 0$.

La estimación de los parámetros de los modelos [1] y [2] se ha realizado por máxima verosimilitud y el algoritmo usado es el de Bernt, Hall, Hall y Hausman (en adelante, BHHH). Sin embargo, la distribución condicionada de los errores utilizada es la exponencial generalizada (GED)⁶.

⁶ Se han utilizado también diversos modelos GARCH-M que permiten considerar la hipótesis de comportamientos asimétricos ante *shocks*

Dado que muchos trabajos empíricos han mostrado que los residuos estandarizados $\hat{z}_t = \hat{\varepsilon}_t / \hat{h}_t$ no son $N(0,1)$, siendo usual encontrar distribuciones leptocúrticas y, en algunos casos, asimétricas, Nelson (1991) propuso la función de densidad GED, que abarca a las distribuciones con colas más gruesas y delgadas que la distribución normal, también incluyéndola como caso particular. La función de densidad GED es igual a:

$$f_v(\varepsilon_t / \psi_{t-1}) = v \left[\lambda 2^{\left(1 + \frac{1}{v}\right)} \Gamma\left(\frac{1}{v}\right) h_t \right]^{-1} \exp\left[-\frac{1}{2} |\varepsilon_t \lambda^{-1} h_t^{-1}|^v\right],$$

$$\lambda = \left[2^{-\frac{2}{v}} \Gamma\left(\frac{1}{v}\right) / \Gamma\left(\frac{3}{v}\right) \right]^{\frac{1}{2}} \quad [3]$$

siendo v el factor de escala. Cuando $v = 2$ la distribución GED para el residuo standarizado $z_t = \varepsilon_t / h_t$ tiende a la normal, mientras que cuando $v < 2$, la densidad de $z_t = \varepsilon_t / h_t$ es más apuntada (leptocúrtica) y posee colas más gruesas que la distribución normal estándar.

3. Datos y muestra

El período muestral empleado tiene frecuencia diaria y abarca desde el 1 de enero de 1996 hasta el 12 de enero de 2001. La variable objeto de estudio es el exceso de rendimiento cambiario para la peseta/dólar (euro/dólar por 166,386 peseta/euro desde el 1 de enero de 1999), y para su elaboración se dispone de las siguientes variables iniciales, teniendo en cuenta que el subíndice j hace referencia a España si $j = 1$ y a

(GJR, NAGARCH, EGARCH y QGARCH), pero finalmente se ha seleccionado el modelo GARCH-M que responde de forma simétrica ante *shocks* por presentar un comportamiento más adecuado. Alternativamente, se han empleado las funciones normal condicional y *t-student*, pero se ha elegido la función GED por ser la que obtenía mejores resultados.

Estados Unidos si $j = 2$: s_t es el tipo de cambio de la peseta con respecto al dólar, expresado en logaritmo neperiano; i_{jt} es el tipo de interés interbancario a 3 meses, donde $j = 1, 2$. A partir de estos datos iniciales se han generado las siguientes variables: r_{jt} es el tipo de interés efectivo diario, para $j = 1, 2$; er_t^c es el exceso de rendimiento del mercado cambiario, definido como $er_t^c = r_{2,t-1} + s_t - s_{t-1} - r_{1,t-1}$.

La evolución del tipo de cambio de la peseta/dólar y del exceso de rendimiento puede observarse en el Gráfico 1. En ella cabe destacar una marcada depreciación del tipo de cambio peseta/dólar a partir de la creación del euro, el 1 de enero de 1999, dado el carácter creciente de la evolución del tipo de cambio. Por otro lado, y en cuanto al exceso de rendimiento cambiario de la peseta/dólar, se percibe un incremento de su dispersión tras la constitución del euro, hecho que podría apoyar la hipótesis de un incremento de la volatilidad.

Adicionalmente, y de forma breve, cabe comentar que los resultados de diversos contrastes de integrabilidad sobre el exceso de rendimiento cambiario, como Dickey-Fuller ampliado o el contraste de Phillips y Perron, indican la estacionariedad del mismo. Además, la presencia de volatilidad condicionada, que justificaría el empleo de un modelo GARCH, ha sido detectada mediante otros contrastes al uso. Por ejemplo, el exceso de rendimiento de la peseta/dólar presenta una débil estructura en la parte regular, mientras que su cuadrado presenta una autocorrelación significativa; además, la serie es leptocúrtica y ligeramente asimétrica hacia la izquierda. Estos hechos son indicativos de la existencia de volatilidad condicional.

4. Estimación del coeficiente de remuneración del riesgo

El CRR y la volatilidad condicional son importantes porque permiten construir la prima de riesgo cambiaria. En este epígrafe se muestran los resultados de la estimación conjunta del modelo GARCH(1,1)-M para la pe-

seta/dólar definido por [1] y [2], considerando la función de verosimilitud GED definida por [3]. En primer lugar, comentaremos la estimación del CRR para todo el período muestral así como los subperíodos anterior y posterior a la introducción del euro. Posteriormente, comentaremos los resultados de la estimación recursiva del CRR con el objetivo de evaluar la evolución temporal del CRRV.

Estimación del CRR

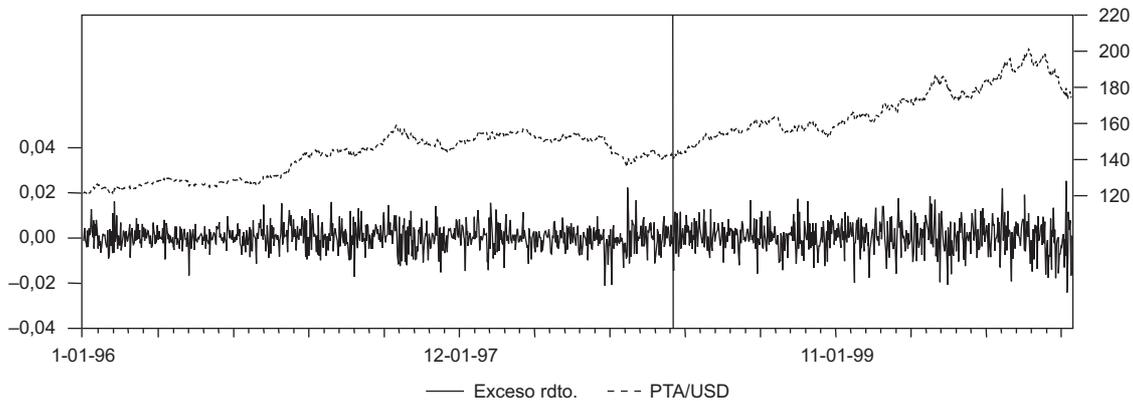
Los resultados de la estimación para el período de permanencia en el SME y post-SME, así como para los períodos SME y post-SME por separado, aparecen en el Cuadro 1. En ella se muestran los coeficientes estimados del modelo GARCH(1,1)-M y la significación de los mismos. También se muestra el logaritmo de la función de verosimilitud y la significación de la hipótesis nula $\nu = 2$ (distribución normal condicional) frente a la hipótesis alternativa $H_1: \nu < 2$ (distribución leptocúrtica).

A partir de los resultados mostrados en el Cuadro 1, podemos comentar los siguientes aspectos:

i) Todos los coeficientes estimados para el período conjunto de permanencia de España en el SME y post-SME son significativos al 5 por 100. Especialmente, destacamos que el CRR (δ) es significativo, al igual que los coeficientes del modelo GARCH, por lo que la prima también lo será. Además, estos resultados pueden considerarse válidos puesto que la varianza condicional es estacionaria ($\alpha_1 + \beta_1 < 1$), y el modelo se encuentra correctamente especificado⁷.

⁷ Esta conclusión se obtiene evaluando diversos contrastes de especificación incorrecta, los cuales apoyan la especificación propuesta. Algunos de estos contrastes utilizados son, por ejemplo, los basados en la curva de impacto de las noticias, el contraste de consistencia de la estimación de Pagan y Schwert, los estadísticos de asimetría y curtosis de los residuos estandarizados y no estandarizados, el contraste de normalidad de los residuos de Jarque-Bera y el contraste de no autocorrelación de Ljung-Box para los residuos estandarizados y para los residuos estandarizados al cuadrado.

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO (PTA/USD)
Y EXCESOS DE RENDIMIENTO DE LA PESETA-DÓLAR



NOTA: La línea vertical se corresponde con la entrada del euro: 1-1-1999.

CUADRO 1

ESTIMACIONES MÁXIMO VEROSÍMILES PARA EL EXCESO DE RENDIMIENTO DE LA PESETA RESPECTO AL DÓLAR PARA EL MODELO GARCH(1,1)-M Y FUNCIÓN DE DENSIDAD DEL ERROR GED (Período completo, SME y post-SME)

	SME y Post-SME		SME		Post-SME	
	Parámetros	Significación	Parámetros	Significación	Parámetros	Significación
δ	0,0064	(0,009)	0,0559	(0,077)	0,075	(0,074)
ω	0,0000069	(0,0004)	0,000025	(0,00)	0,000049	(0,00)
α_1	0,1241	(0,00035)	0,112	(0,09)	0,0245	(0,50)
β_1	0,697	(0,00)	0,0026	(0,98)	-0,016	(0,00)
ν	1,297	(0,00)	13,46	(0,00)	1,509	(0,00)
Log L	4866,75		3012,65		1885,08	
$H_0: \nu = 2$		(0,00)		(0,00)		(0,00)

NOTA: El nivel de significación correspondiente al contraste de significación individual figura entre paréntesis. Log L es el logaritmo del valor de la función de verosimilitud.

ii) Se rechaza la hipótesis nula de que la distribución del error sea normal condicional, a través de la evaluación de la hipótesis nula, $H_0: \nu = 2$, frente a la hipótesis alternativa, $H_1: \nu < 2$. Así, la fun-

ción del logaritmo de verosimilitud puede considerarse GED.

iii) La evolución temporal de la prima de riesgo estimada para todo el período (es decir, el producto δh_t) es

estacionaria, presentando una mayor variabilidad en el período post-SME.

El Gráfico 2 muestra la evolución de la prima de riesgo. En ella, cabe destacar un cambio en el comportamiento de la volatilidad entre el período anterior y el posterior a la entrada del euro, observándose un claro incremento de la misma a partir del año 1999. Este resultado parece aportar información relevante sobre la evolución del exceso de rendimiento del tipo de cambio peseta/dólar en la etapa post-SME, pues se aprecia en los últimos meses de la muestra un incremento de la prima de riesgo. Sin embargo, no podemos apreciar que estas variaciones de los valores de dicha prima estimada puedan estar relacionadas con eventos económicos concretos y puntuales, teniendo en cuenta que el período de estudio está caracterizado por ser una etapa relativamente estable en el ámbito global de la economía. Pero, quizás, un aspecto reseñable sea que esta mayor volatilidad del período post-SME pueda deberse a la depreciación de la peseta/dólar en esa etapa.

iv) Finalmente, y ratificando el resultado anterior, podemos destacar que el CRR es mayor en el período post-SME que en el período SME. Esta conclusión se deriva de la comparación de los resultados de la estimación por separado del modelo GARCH-M para la etapa del SME (período 1 de enero de 1996 hasta el 31 de diciembre de 1998) frente a la etapa post-euro (período 1 de enero de 1999 hasta el 12 de enero de 2001). Estos resultados indican que el CRR es estadísticamente significativo al 10 por 100 de nivel de significación. Sin embargo, hay que tener en cuenta que en ambos subperíodos existen coeficientes que o bien no son significativos o bien no cumplen las restricciones de signo, por lo que este resultado debe interpretarse con cautela. Precisamente, para valorar este hecho, presentaremos en el siguiente epígrafe un estudio recursivo del CRR, el cual puede aportar información relevante que enriquezca los resultados obtenidos hasta el momento, permitiendo analizar de manera más concreta su evolución.

Estimación recursiva del CRR (CRRV)

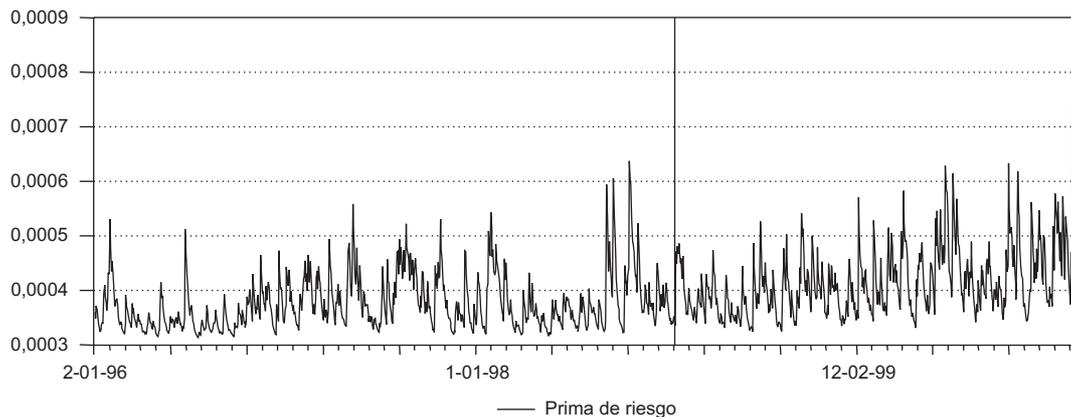
¿Evolucionó el CRR en el tiempo entre los períodos SME y post-SME? Con la finalidad de analizar si el coeficiente de remuneración del riesgo varía en el tiempo (CRRV), diseñamos un procedimiento recursivo que actualiza las estimaciones de los parámetros período a período⁸. El método recursivo que aplicamos está basado en una adaptación recursiva del método de Engle (1982), 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 reestiman añadiendo siempre una observación adicional en el entorno de la máxima verosimilitud.

La expresión general del modelo estimado para el exceso de rendimiento puede escribirse como: $er_t^c = \delta_r h_r + \varepsilon_r$, $r = 215, \dots, 1315$, siendo la volatilidad condicional de tipo GARCH(1,1) igual a: $h_r^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{r-1}^2 + \beta h_{r-1}^2$, $r = 215, \dots, 1315$. El tamaño muestral de partida consta de 215 observaciones⁹. Esto es, la primera muestra que se estima contiene información del período 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 período que abarca desde el 25 de octubre de 1996 hasta el 12 de enero de 2001.

⁸ 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 período a período las estimaciones, ganándose eficiencia en las mismas.

⁹ Hemos optado por este tamaño de manera consciente, porque entendemos que es un número suficiente de observaciones para evitar las imprecisiones derivadas de la utilización de tamaños muestrales reducidos. Por ello, comenzamos las recursiones a partir del 25 de octubre de 1996.

GRÁFICO 2

EVOLUCIÓN DE LA PRIMA DE RIESGO PARA EL EXCESO DE RENDIMIENTO DE LA PESETA RESPECTO AL DÓLAR, SUPONIENDO QUE δ ES CONSTANTE. MODELO GARCH(1,1)-M-GED


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: δ , ω , α_1 , β_1 , γ y v . Además, se han obtenido también recursivamente los contrastes individuales de los parámetros a estimar¹⁰. En el Gráfico 3 se muestra la evolución del CRRV y el estadístico *t-student* asociado al mismo, correspondiente al modelo GARCH(1,1)-M bajo GED. LINF y LSUP son los intervalos de confianza inferior y superior del CRRV estimado para un nivel de confianza del 95 por 100.

Una conclusión importante sobre la evolución del CRRV es que puede observarse un comportamiento diferenciado entre el período correspondiente al SME (anterior a la entrada del euro) y el período post-SME. En el período de permanencia en el SME se observa un decrecimiento del CRRV antes de la entrada del euro (sobre un

–16,8 por 100), mientras que después del euro se observa una ligera tendencia creciente (sobre un 15,8 por 100). En cuanto a la significación estadística de dicho coeficiente a lo largo del tiempo, podemos decir que ésta es creciente en la etapa posterior a la entrada del euro, ya que entendemos que un mayor precio del riesgo está asociado a una mayor volatilidad y, consecuentemente, a una mayor prima. Además, este mayor riesgo parece estar vinculado a la fuerte depreciación que ha sufrido el euro a partir de su introducción.

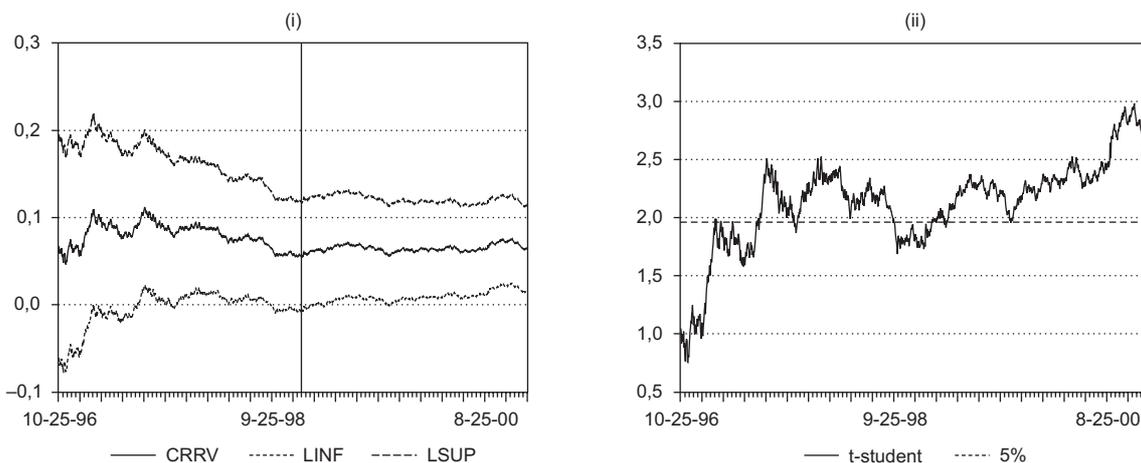
Dicho esto, parece que los resultados obtenidos apoyan la hipótesis de que claramente existe un cambio en el comportamiento del riesgo de la peseta con respecto al dólar, y que este cambio coincide con la implantación del euro. Al contrario de las expectativas creadas por los agentes durante el período analizado¹¹, el cual se carac-

¹⁰ Los contrastes de especificación incorrecta empleados en la estimación del período completo también se han obtenido recursivamente.

¹¹ Existían argumentos a favor de la estabilidad del euro. Por ejemplo, tiene sentido pensar que el euro debería ser más estable que la media

GRAFICO 3

CRRV Y T-STUDENT. ESTIMACIÓN GARCH(1,1)-M Y DISTRIBUCIÓN GED PARA LOS ERRORES. PERÍODO: 25-10-1996; 12-1-2001



NOTA: Las líneas verticales se corresponden con la entrada del euro: 1-1-1999.

teriza por un entorno de estabilidad económica y financiera a nivel mundial en términos generales, la implantación del euro ha supuesto un incremento en el riesgo cambiario del mismo con respecto al dólar. Dado que la prima de riesgo se define como el producto del precio del riesgo por su volatilidad condicional, la tendencia creciente de la prima de riesgo viene dada, en su mayor parte, por el carácter creciente del precio del riesgo en el segundo período muestral. Por tanto, parece ser que en esta segunda etapa aumenta el riesgo. Existen algunas razones que pudieron favorecer esta 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 USD. 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 provoca 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 segunda quincena de septiembre de 2000 se realizan intervenciones de compra de euros concertadas con otros bancos centrales, incluyendo la Reserva Federal de EE UU y el Banco de Japón, favoreciendo así una recu-

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.

peración 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. Estos flujos, inicialmente, suponen un debilitamiento del euro frente al dólar. Por último, 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.

5. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo ha sido analizar el efecto del euro sobre el riesgo cambiario de la peseta con respecto al dólar. Se ha elegido el dólar como referencia por ser la economía americana la principal competidora de la europea, y dado que la peseta actúa como denominación facial del euro, desde el 1 de enero de 1999, este análisis permite contemplar la fortaleza o debilidad de nuestra moneda frente al dólar a través del análisis del riesgo cambiario antes y después de la introducción del euro (períodos de permanencia en el SME y período post-SME).

Los resultados de este estudio muestran cierta evidencia de un incremento del riesgo cambiario para la peseta respecto al dólar después de la entrada del euro. Por un lado, se obtiene que la estimación del CRR es significativa y positiva, mostrándose que la prima de riesgo estimada presenta una mayor dispersión después de la entrada del euro. Por otro lado, la estimación recursiva del CRR (CRRV) muestra que existe un claro decrecimiento de éste antes de la entrada del euro (período de permanencia en el SME), mientras que en el

período post-SME se observa una ligera tendencia creciente que es significativa. Este hecho implicaría una debilidad de nuestra actual moneda frente al dólar tras la introducción del euro, al menos durante esos primeros años.

Referencias bibliográficas

- [1] AYUSO, J., DOLADO, J. y SOSVILLA-RIVERO, S. (1992): «¿Es el tipo *forward* un predictor insesgado del tipo *spot* futuro? El caso del tipo de cambio peseta/dólar reconsiderado», *Revista Española de Economía*, Monográfico «Mercados Financieros Españoles», páginas 111-134, Madrid.
- [2] BERTOLA, G. y SVENSSON, L. (1993): «Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target-Zone Models», *Review of Economic Studies*, número 60, julio, páginas 689-712, Oxford.
- [4] CASTRO, F. y NOVALES, A. (1997): «The Joint Dynamic of Spot and Forward Exchange Rates», *Documento de Trabajo*, ICAE, número 9706, Madrid.
- [5] DOMOWITZ, I. y HAKKIO, C. (1985): «Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market». *Journal of International Economics*, volumen 19, agosto, páginas 47-66, Madison.
- [6] ENGLE, R. F. (1982): «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation». *Econometrica*, volumen 50, número 4, julio, páginas 987-1007, Illinois.
- [7] FAMA, E. F. (1984): «Forward and Spot Exchange Rates», *Journal of Monetary Economics*, volumen 14, noviembre, páginas 319-38, Nueva York.
- [8] KRUGMAN, P. (1991): «Target Zones and Exchange Rate Dynamics», *Quarterly Journal of Economics*, volumen 106, agosto, páginas 669-82, Massachusetts.
- [9] LIM, G. C. y MCNELIS, P. D. (1998): «Parameterizing Currency Risk in the EMS: The Irish Pound and Spanish Peseta against the German Mark». In: ESEM98, Berlin.
- [10] MALLIAROPULOS, D. (1995): «Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS», *Applied Economics*, volumen 27, enero, páginas 117-123, Londres.
- [11] MALLIAROPULOS, D. (1997): «A Multivariate GARCH Model of Risk Premia in Foreign Exchange Markets», *Economic Modelling*, volumen 14 (1), enero, páginas 61-79, Amsterdam.
- [12] McCURDY, T. H. y MORGAN I. G. (1987): «Tests of the Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures with Time Varying Volatility», *International Journal of Forecasting*, volumen 3 (1), enero, páginas 131-148, Amsterdam.
- [13] McCURDY, T. H. y MORGAN I. G. (1988): «Testing the Martingale Hypothesis in Deutsche Mark Futures with Models

Specifying the Form of Heteroskedasticity», *Journal of Applied Econometrics*, volumen 3 (3), julio-septiembre, páginas 187-202, Nueva York.

[14] McCURDY, T. H. y MORGAN I. G. (1989): «Evidence of Risk Premia in Foreign Currency Futures Markets», Queens University, Department of Economics, Mimeo.

[15] 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*, volumen 58 (3), mayo, páginas 587-602, Oxford.

[16] NELSON D. B. (1991): «Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach», *Econometrica*, volumen 59(2), marzo, páginas 347-370, Illinois.

[17] PAGAN, A. R. y SCHWERT, G. W. (1990): «Alternative Models for Conditional Stock Volatility», *Journal of Econometrics*, volumen 45 (1-2), julio-agosto, páginas 267-290, Amsterdam.

[18] SVENSSON, L. (1991): «The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone», *Journal of Economics Perspectives*, volumen 6 (4), otoño, páginas 119-44, Tennessee.