

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

Yolanda Santana Jiménez

Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
e-mail: Yolanda@empresariales.ulpgc.es

Jorge V. Pérez-Rodríguez

Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
e-mail: Jorge@empresariales.ulpgc.es

Resumen

Este trabajo tiene por objeto estudiar el grado de impacto en términos de riesgo cambiario con respecto al dólar que la entrada del euro ha supuesto para España. Para ello se estudia la evolución del riesgo cambiario de la peseta/dólar (euro/dólar desde el uno de enero de 1999) empleando distintas modelizaciones del enfoque GARCH-M univariante y distintas funciones de distribución condicionada de los errores. Alternativamente y con fines meramente comparativos se realiza también este análisis para la libra/dólar, por ser ésta una moneda ajena a la Unión Monetaria Europea pero cercana a este entorno.

El periodo muestral elegido tiene frecuencia diaria y abarca desde el uno de enero de 1996 hasta el doce 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 (CRR). Los resultados muestran cierta evidencia de un incremento del CRR, así como del riesgo cambiario para la peseta/dólar después de la entrada del euro, mientras que en el caso de la libra/dólar el CRR y la prima de riesgo se han reducido tras esta fecha. No obstante, se observa una tendencia a la convergencia entre los CRR de ambos países.

Palabras Clave: Volatilidad condicional, coeficiente de remuneración del riesgo, prima de riesgo.

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 uno 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. Por un lado, 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 integran el Sistema, estando todos estos análisis interrelacionados, ya que pretendían analizar detenidamente el plan de convergencia establecido para las monedas, y hasta qué punto era éste fiable.

Una vez que ya se ha constituido el euro a partir del uno 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 contenido del presente trabajo se sitúa dentro del ámbito de estudio del riesgo cambiario del euro frente a otras monedas. En él se pretende valorar si la introducción del euro ha supuesto un cambio en términos de riesgo cambiario considerando una moneda perteneciente al Sistema Monetario Europeo, frente al dólar.

Para ello, se ha optado por elegir una moneda componente de la UME como denominación facial del euro a partir del uno de enero de 1999, pudiendo así disponer

¹ Krugman (1991) Bertola y Caballero (1992) 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 aquél 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.

³ McCurdy y Morgan (1991) o Malliaropulos (1997) realizan trabajos con modelos ICAPM.

de datos anteriores y haciendo posible la comparación del riesgo cambiario antes y después de dicha fecha. Concretamente, se ha elegido a la peseta como denominación facial del euro, 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 dólar. Alternativamente, y con fines meramente comparativos se analizará también la evolución de la libra frente al dólar, ya que es una moneda ajena a la UME pero situada cercana a este entorno.

La muestra escogida para el análisis tiene periodicidad diaria y comprende el periodo desde el uno de enero de 1996 hasta el doce de enero de 2001. Se ha escogido este periodo muestral porque el interés se centra en analizar el antes y después de la entrada del euro, y se ha tratado de recoger dos subperiodos muestrales lo suficientemente representativos como para poder establecer comparaciones entre ellos. El riesgo cambiario de la peseta y de la libra 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 cambiario. 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.

Además de emplear distintos modelos GARCH-M que permiten considerar las hipótesis sobre los comportamientos simétricos o asimétricos ante *shocks*, se considerarán diversas funciones de verosimilitud para el error condicional del modelo, en el intento de determinar el grado de ajuste a la leptocurtosis que muestran los datos.

Por otro lado, se analizará la posibilidad de que el coeficiente de remuneración del riesgo varíe en el tiempo (CRRV), considerando que el estudio de la 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 variaciones derivadas del proceso de aprendizaje. Por ello, se introducirá un procedimiento de estimación recursiva de los coeficientes de los modelos GARCH-M que permitirá averiguar la tendencia e inestabilidad con la que se incorpora la nueva información. Concretamente, el análisis se centrará en la evolución del coeficiente de remuneración del riesgo (CRRV), y consiguientemente, de la prima de riesgo para ambas monedas consideradas.

La organización del presente trabajo es la siguiente. En el epígrafe 2 se desarrollará la metodología econométrica 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 y la libra/dólar considerando todo el periodo muestral. En el epígrafe 5 se presentarán los resultados obtenidos mediante la estimación recursiva, y finalmente, en el epígrafe 6 se expondrán las principales conclusiones obtenidas.

2. Metodología econométrica.

En este trabajo se consideran diversos modelos de tipo GARCH-M para estimar el riesgo cambiario, utilizándose, además, varias funciones de verosimilitud para el error condicional del modelo. Particularmente, se utiliza la función normal condicional, t-Student y la distribución generalizada del error (GED).

Concretamente, la relación rentabilidad-riesgo del exceso de rendimiento cambiario que estudiamos a partir de los modelos de varianza condicional heterocedástica, con media condicional no nula, viene definida por la siguiente expresión:

$$er_{jt}^c = d h_t + e_t \quad (1)$$

donde er_{jt}^c es el exceso de rendimiento de la j -ésima moneda con respecto al dólar; h_t^2 es una varianza heterocedástica en el tiempo condicionada a la información disponible en $t-1$ y e_t es un error de predicción que se distribuye $N(0, h_t^2)$.

Para cada tipo de cambio considerado, se propone aplicar las siguientes especificaciones de los modelos ARCH-M: por un lado, se ha considerado el modelo simétrico GARCH-M(1,1)-M, y por otro, cuatro modelos que consideran la existencia de comportamientos asimétricos en la volatilidad condicional (recogidos mediante el parámetro gamma). Los modelos propuestos son: el modelo de Glosten, Jagannathan y Runkle [GJR(1,1)-M]; el modelo EGARCH(1,1)-M o exponencial generalizado; el GARCH asimétrico no lineal [NAGARCH(1,1)-M] propuesto por Engle y Ng (1991) y el modelo GARCH-M cuadrático de Sentana (1995) [QGARCH(1,1)-M].

Formalmente, se estimará el proceso (1), considerando las diferentes especificaciones de la volatilidad condicional propuestas para cada uno de los modelos tal que:

- Modelo GARCH(1,1)-M: $h_t^2 = w + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p b_i h_{t-i}^2$ donde los signos de los coeficientes deben ser estrictamente positivos: $w > 0, a > 0$ y $b > 0$.

- Modelo GJR(1,1)-M: $h_t^2 = w + b h_{t-1}^2 + a e_t + g S_{t-1}^- e_{t-1}^2$ donde S_{t-1}^- es una variable ficticia tal que $S_{t-1}^- = 1$, si $e_{t-1} < 0$ y $S_{t-1}^- = 0$, si $e_{t-1} \geq 0$, y cuyas restricciones son: $w > 0, b \geq 0, a \leq 1$ y $g \geq 0$.

- Modelo EGARCH(1,1)-M: $\log h_t^2 = w + b \log h_{t-1}^2 + g \frac{e_{t-1}}{h_{t-1}} + a \left[\frac{|e_{t-1}|}{h_{t-1}} \sqrt{\frac{2}{p}} \right]$,

donde $w < 0, 0 \leq b \leq 1, 0 \leq a \leq 1$, y $g < 0$.

- Modelo NAGARCH(1,1)-M: $h_t^2 = w + b h_{t-1}^2 + a(e_{t-1} + g h_{t-1})^2$ donde $w > 0, 0 \leq b, a \leq 1$ y $g \leq 0$.

- Modelo QGARCH(1,1)-M: $h_t^2 = w + a_1(e_{t-1} - d)^2 + b_1 h_{t-1}^2$ donde $d \geq 0$.

La justificación de tantos modelos asimétricos se debe a las diferentes relaciones funcionales que pueden expresarse entre h_t y e_{t-1} (o curva de impacto de las noticias).

En cuanto al comportamiento asumido para la distribución condicionada de los errores, se ha considerado además de la distribución normal, la distribución de densidad t-Student y la distribución exponencial generalizada (GED). Cuando se asume normalidad condicionada para la distribución de los errores, la función de densidad es igual a:

$$f(e_t/y_{t-1}) = (2ph_t^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{e_t^2}{2h_t^2}\right)$$

siendo y_{t-1} el conjunto de información en $t-1$; y la función del logaritmo de verosimilitud es igual a:

$$\text{Log } L(q) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\log(h_t^2) + \frac{e_t^2}{h_t^2} \right]$$

siendo q el vector de parámetros y T el tamaño muestral.

Dado que muchos trabajos empíricos han mostrado que los residuos estandarizados $z_t = \hat{e}_t / \hat{h}_t$ no son $N(0,1)$, siendo usual encontrar distribuciones leptocúrticas y, en algunos casos, asimétricas, Bollerslev (1987) propuso la distribución t-Student condicional, que posee colas más gruesas que la distribución normal, donde los grados de libertad tienden a ∞ , incluyendo la distribución Normal como caso límite. La distribución de densidad t-Student tiene la siguiente función de densidad condicional para el error:

$$f_n(e_t/y_{t-1}) = p^{-\frac{1}{2}} \Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)^{-1} (n-2)^{-\frac{1}{2}} h_t^{-1} \left[1 + \frac{e_t^2}{h_t^2} (n-2)^{-1} \right]^{-\frac{n+1}{2}}, n > 2$$

donde, $\Gamma(\cdot)$ es la función Gamma y v el factor de escala o grados de libertad de la distribución. Cuando $1/v$ tiende a cero, la distribución t-Student tiende a la normal; mientras que cuando $1/v > 0$, la distribución t-Student tiene colas más gruesas que la distribución normal.

Otra especificación de la distribución condicional del error es la distribución del error generalizada (en adelante, GED), empleada por Nelson (1991), que anida a las anteriores, abarcando 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:

$$f_v(e_t/y_{t-1}) = n \left[2^{1+\frac{1}{n}} \Gamma\left(\frac{1}{n}\right) h_t \right]^{-1} \exp\left[-\frac{1}{2} |e_t| l^{-1} h_t^{-1} \right]^n, \quad l = \left[2^{-\frac{2}{n}} \Gamma\left(\frac{1}{n}\right) / \Gamma\left(\frac{3}{n}\right) \right]^{\frac{1}{2}}$$

siendo n el factor de escala. Cuando $n=2$ la distribución GED para el residuo standarizado $z_t = e_t/h_t$ tiende a la normal, mientras que cuando $n < 2$, la densidad de

$z_t = e_t/h_t$ es más apuntada (leptocúrtica) y posee colas más gruesas que la distribución normal estándar.

Por otro lado, el procedimiento de estimación aplicado es el máximo verosímil y el algoritmo usado es el de Bernt, Hall, Hall y Hausman (en adelante, BHHH).

3. Datos y muestra.

El periodo muestral empleado tiene frecuencia diaria y abarca desde el uno de enero de 1996 hasta el doce de enero de 2001. Pretende recoger el periodo anterior y el posterior a la entrada del euro. Las variables objeto de estudio son los excesos de rendimiento cambiario para la peseta/dólar y la libra/dólar, y para su elaboración se dispone de las siguientes variables iniciales, teniendo en cuenta que el subíndice j hace referencia a España si $j=1$, a Gran Bretaña si $j=2$ a Estados Unidos si $j=3$: s_{jt} es tipo de cambio de la j -ésima con respecto al dólar, expresado en logaritmo neperiano; i_{jt} es el tipo de interés interbancario a 3 meses, donde $j=1,2,3$.

A partir de estos datos iniciales se han generado las siguientes variables:

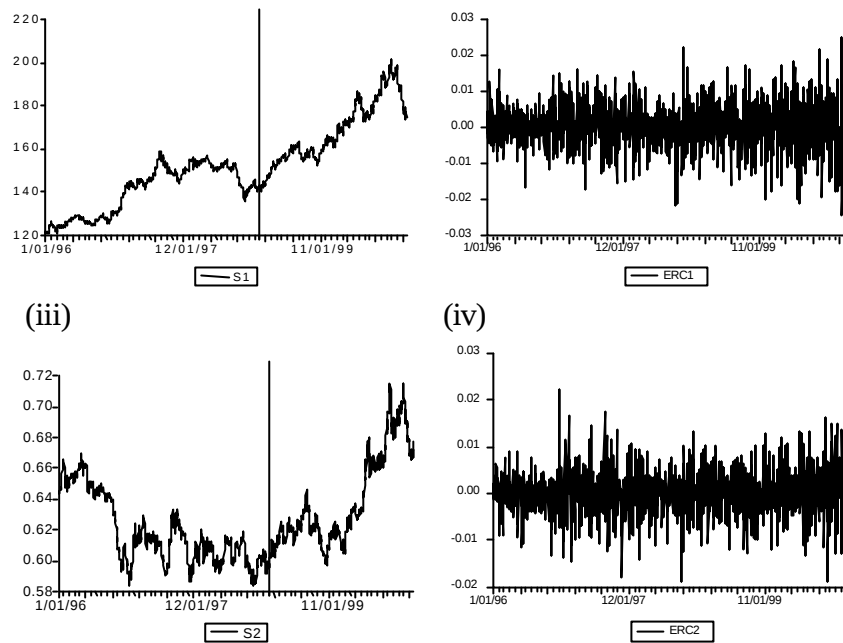
r_{jt} es el tipo de interés efectivo diario, definido como $r_{jt} = (i_{jt}/400 + 1)^{1/90}$, para $j=1,2,3$; er_{jt}^c es el exceso de rendimiento del mercado cambiario, definido como $er_{jt}^c = r_{3,t-1} + s_{jt} - s_{j,t-1} - r_{j,t-1}$ para $j=1,2$.

A continuación, en la figura 1, presentamos la evolución de los tipos de cambio de la peseta/dólar y libra/dólar, así como sus excesos de rendimiento cambiarios.

Figura 1. Evolución de los tipos de cambio (S1,S2) y excesos de rendimiento de la peseta/dólar y libra/dólar (ERC1 y ERC2).

(i)

(ii)



Nota: La línea vertical del gráfico (i) se corresponde con la entrada del euro: 1-1-1999.

Cabe destacar una marcada depreciación del tipo de cambio tanto para la peseta/dólar como para la libra/dólar a partir de la creación del euro el uno de enero de 1999. Dado que estamos interesados en analizar si existe o no incremento de riesgo en el tipo de cambio peseta/dólar tras la constitución del euro, gráficamente se percibe un incremento de la dispersión del exceso de rendimiento de la peseta respecto al dólar en la segunda parte de la muestra, apoyando la hipótesis de un incremento de la volatilidad.

Por otro lado, las propiedades de la series de excesos de rendimiento se analizan a través de diversos contrastes de raíces unitarias, como los de Dickey y Fuller ampliado y Phillips y Perron para la hipótesis nula de no estacionariedad, y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992, KPSS) para la hipótesis nula de estacionariedad. De este modo, utilizando las versiones con constante, y con constante y tendencia, se obtiene en cada caso que las series son $I(0)$ o estacionarias.

Tabla 1. Contrastes de raíces unitarias de los excesos de rendimiento de la peseta/dólar y libra/dólar.

	ADF(p=4)		PP(l=6)		KPSS(l=6)	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	η_μ	η_τ

er_{1t}^c	-14.71	-14.71	-38.70	-38.69	0.060	0.058
er_{2t}^c	-14.79	-14.85	-36.45	-36.47	0.179	0.022
1%	-3.438	-3.970	-3.438	-3.970	0.739	0.216
5%	-2.864	-3.415	-2.864	-3.415	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.

Con el objetivo de detectar posibles estructuras de autocorrelación en el nivel de las series de excesos de rendimiento, así como la posible existencia de efectos ARCH, en la tabla 2 aparecen los siguientes estadísticos y contrastes: en primer lugar, el contraste de autocorrelación de Ljung-Box, $LBQ(k)$, $k=1,5,10,20$. Se añaden los estadísticos de asimetría (AS), curtosis (K) y el estadístico de Jarque-Bera (JB). Además, estos mismos contrastes se realizan también a partir de los residuos al cuadrado, $[LBQ_2(k), AS_2, K_2 \text{ y } JB_2]$. 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, los excesos de rendimiento de la

Tabla 2. Contrastes de autocorrelación y de efectos ARCH.

	LBQ(1)	LBQ(5)	LBQ(10)	LBQ(20)	AS	K	JB	ARCH1	ARCH5	ARCH10
er_{1t}^c	5.49 [0.019]	8.07 [0.152]	10.75 [0.377]	18.56 [0.55]	-0.13	3.46	16.04 [0.000]	0.00078 [0.977]	4.5 [0.0004]	3.31 [0.00028]
er_{2t}^c	0.938 [0.33]	5.31 [0.37]	7.65 [0.66]	18.7 [0.54]	-0.03	3.56	17.49 [0]	4.65 [0.031]	3.38 [0.0048]	2.75 [0.002]
	LBQ ₂ (1)	LBQ ₂ (5)	LBQ ₂ (10)	LBQ ₂ (20)	AS ₂	K ₂	JB ₂			
er_{1t}^c	0.0008 [0.97]	22.6 [0]	41.9 [0]	71.45 [0]	2.67	11.31	5352.5			
er_{2t}^c	4.56 [0.033]	20.15 [0.001]	38.46 [0]	46.8 [0.001]	2.65	10.66	4760.4			

Nota: LBQ(1), LBQ(5), LBQ(10) y LBQ(20) son los estadísticos correspondientes al contraste de Ljung-Box de los residuos. 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 los residuos al cuadrado, expresándose la nomenclatura con los mismos términos, pero con un subíndice 2. ARCH(1), ARCH(5) y ARCH(10) denotan los estadísticos correspondientes al test de multiplicadores de Lagrange ARCH que contrasta la existencia de especificación ARCH con un retardo, cinco y diez, respectivamente. Los valores entre corchetes hacen referencia al p -valor asociado al estadístico.

peseta/dólar y libra/dólar presentan una débil estructura en la parte regular, ya que únicamente el coeficiente de correlación de primer orden para la peseta/dólar es significativamente distinto de cero al 5%, aunque no lo es al 1%. En el resto de los

contrastes realizados LBQ(k), no puede rechazarse la hipótesis nula de no autocorrelación.

En contraste, la hipótesis de no autocorrelación de los residuos al cuadrado únicamente no se rechaza para LBQ₂(1) en el caso de la peseta/dólar, si bien se rechaza en el resto de los casos, siendo este hecho sintomático de la existencia de volatilidad condicional. Por otro lado, el contraste de heterocedasticidad condicional autorregresiva Rechaza la hipótesis nula de ausencia de efectos ARCH en ambas monedas. Además, las series son leptocúrticas, y ligeramente asimétricas hacia la izquierda, corroborando estos hechos la existencia de comportamientos de volatilidad condicional lo cual nos permite tratar de modelizarla mediante procesos ARCH.

4. Estimación del CRR constante.

En este epígrafe se desarrolla la estimación conjunta del modelo (1) con las diferentes expresiones de la varianza condicional antes referidas, así como las diferentes funciones de verosimilitud empleadas en la estimación, para el caso de la peseta/dólar y la libra/dólar. En las tablas 3 y 5 se muestran los resultados de la estimación para el periodo completo para el caso de la peseta/dólar, y libra/dólar, respectivamente, apareciendo los coeficientes estimados de los modelos, diversos contrastes de especificación incorrecta o mala especificación [destacando el contraste de no existencia de efectos de dispersión (AN); los contrastes ofrecidos por 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 y el contraste de consistencia de la estimación de Pagan y Schwert]. En términos de los contrastes de ciertas hipótesis de interés, destacamos entre paréntesis, los valores correspondientes al estadístico t-Student de los parámetros bajo la hipótesis nula de que éstos no sean significativos; además de los contrastes de hipótesis sobre determinados valores de n , tanto para la distribución del error que es t-Student como para la GED. Concretamente, se ha realizado el contraste de significación individual de la hipótesis nula: $H_0: n = 2$ (distribución normal condicional) frente a la hipótesis alternativa $H_1: n > 2$ para la t-Student, y de la misma hipótesis nula frente a $H_1: n < 2$ en el caso GED. Finalmente,

cabe destacar los criterios de información de Akaike (AIC) y de información Bayesiana de Schwarz (SBIC), respectivamente.

En cuanto al contenido de las tablas 4 y 6, muestran los estadísticos de asimetría y curtosis de los residuos estandarizados (z_t) y no estandarizados (e_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 .

4.1. Caso de la peseta/dólar.

A partir de los resultados mostrados en las tablas 3 y 4, podemos deducir los siguientes aspectos:

Primero, en el modelo GARCH(1,1)-M se seleccionaría la versión GED por ser la que mejores propiedades presenta, y atendiendo a los resultados de la tabla 3, este modelo tiene coeficientes significativos al 5%, la varianza es estacionaria ($a_1 + b_1 < 1$), y se encuentra correctamente especificado, en tanto que la hipótesis de no existencia de excesos de dispersión no se rechaza (AN); el contraste de sesgo de signo t_1 rechaza la correcta especificación, pero el resto: t_2 , t_3 y conjunto (F) no rechazan la hipótesis nula al 1%; y los residuos estandarizados tienen excesos de curtosis menores que los residuos sin estandarizar, así como que no presentan estructura según el contraste de Ljung-Box (LBQ y LBQ_2) que se encuentra en la tabla 4. Cabe decir que el contraste de consistencia P_1 rechaza la hipótesis de insesgadez de la varianza condicional, tal y como sucede en muchos trabajos empíricos [véase Pagan y Schwert (1990) y Acosta, Fernández y Pérez-Rodríguez (2002)]; y, además, el contraste de Jarque-Bera (JB) de los residuos estandarizados no es Normal en ningún caso⁴. Finalmente, para decidir qué función del logaritmo de verosimilitud representa adecuadamente al modelo, evaluamos la hipótesis nula, $H_0: n = 2$, frente a la hipótesis alternativa, $H_1: n < 2$ en el modelo GED,

⁴ Este resultado es muy común en la estimación de este tipo de modelos, pues existe un exceso de curtosis bastante relevante. Por ello, Hsieh (1989) recomienda comprobar que el exceso de curtosis de los residuos sea mayor que el exceso de curtosis de los residuos estandarizados, para así determinar que el modelo pueda estar correctamente especificado.

encontrando que se rechaza la hipótesis de normalidad, pues el valor del estadístico es -9.20 y el valor crítico al 5% es -1.6406.

Segundo, en el modelo asimétrico GJR(1,1)-M, resultan significativos todos los coeficientes de la versión Normal. Además, se cumple que la varianza es estacionaria y que dicho modelo puede considerarse correctamente especificado, excepto en los contrastes t_1 , P_1 y JB.

Tercero, el modelo NAGARCH(1,1)-M para la versión t -Student muestra que todos los coeficientes son significativos al 5%, excepto g que lo es al 10%. También la varianza es estacionaria y podemos considerar que el modelo está correctamente especificado atendiendo a los resultados de los contrastes de mala especificación (cabe mencionar que t no se rechaza al 1%), salvo P_1 y JB. Finalmente, para decidir qué especificación de la función del logaritmo de verosimilitud es más adecuada, evaluamos la hipótesis nula de normalidad, $H_0: n = 2$, frente a la hipótesis alternativa $H_1: n > 2$ pues la alternativa es una t -Student. En este caso, el estadístico es igual a 3.1216 y el valor crítico es igual a 1.6406, con lo cual se rechaza la hipótesis de normalidad. Por lo tanto, la especificación del logaritmo de verosimilitud elegida es t -Student.

Y cuarto, el modelo QGARCH(1,1)-M en la versión GED, muestra que todos los coeficientes son significativos al 5%, la varianza es estacionaria y podemos considerar que el modelo está correctamente especificado a la luz de los resultados de los contrastes de mala especificación (al 5%), excepto P_1 y JB. Por último, con la finalidad de tomar una decisión sobre qué especificación de la función del logaritmo de verosimilitud es más adecuada, evaluamos la hipótesis nula de normalidad, $H_0: n = 2$, frente a la hipótesis alternativa $H_1: n < 2$ pues la alternativa es una GED. En este caso, el estadístico es igual a -9.03 y el valor crítico es igual a -1.6406, con lo cual se rechaza la hipótesis de normalidad.

En resumen, podemos decir que los modelos expuestos están correctamente especificados. En este sentido, debido a la diversidad de formas del logaritmo de verosimilitud que son aceptadas empíricamente, y puesto que las densidades son diferentes, no podemos seleccionar qué modelo de entre los arriba referidos es mejor. Por ello, consideramos que dado que no puede utilizarse el principio de unicidad de un modelo, se realizará el análisis de todos ellos conjuntamente, haciendo énfasis en la interpretación de los parámetros de interés. Por un lado, el coeficiente de remuneración

del riesgo d es siempre positivo y significativo estadísticamente al 5% de nivel de significación. El rango en el cual se encuentra comprendido dicho coeficiente varía entre los modelos dentro del intervalo $[0.055, 0.064]$. Estos resultados permiten concluir que existe una prima de riesgo significativa en el periodo completo de estudio. Y, por otro lado, cabe destacar el fuerte carácter inercial de la volatilidad, dada la significatividad de b_1 , y los valores de los parámetros estimados, que varían entre 0.65 y 0.86 en los modelos seleccionados.

La evolución temporal de la prima de riesgo estimada en el periodo completo (es decir, el producto dh_t), aparece en la figura 2. Dado que las estimaciones de la prima de riesgo son muy similares en todos los casos, se muestra únicamente el gráfico de la especificación GARCH(1,1)-M bajo GED. Cabe destacar un cambio en el comportamiento de la volatilidad entre el primer y el segundo periodo de la muestra. Se observa 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. Además, se aprecia en los últimos meses de la muestra un incremento relevante de la prima. En general, hay que tener en cuenta que el periodo de estudio se caracteriza por ser una etapa relativamente estable en el ámbito global de la economía. De ahí que no se aprecien variaciones muy relevantes de los valores de dicha prima estimada relacionadas con eventos económicos concretos y puntuales.

Figura 2 Evolución de la prima de riesgo para el exceso de rendimiento de la peseta respecto al dólar, suponiendo que d es constante. Modelo GARCH(1,1)-M-GED.

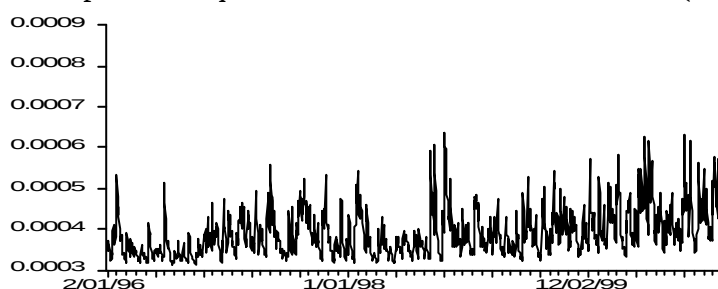


Tabla 3. Estimaciones máximo verosímiles para el exceso de rendimiento de la peseta respecto al dólar para los modelos GARCH, GJR y EGARCH, considerando diferentes funciones de densidad del error: Normal, t-Student y GED. Periodo completo.

	d	w	a₁	b₁	g	n	AN	t₁	t₂	t₃	F	P₁	AIC	SBIC
GARCH(1,1)-M														
GED	0.0642 (2.61)	6.95E-06 (3.53)	0.1241 (3.58)	0.6977 (10.67)		1.2974 (16.99) (-9.20)*	-0.1603	4.2074	-0.133	-2.294	2.3748	961.8	-7.3943	-7.3746
GJR(1,1)-M														
Normal	0.055 (1.97)	8.19E-06 (4.94)	0.0733 (2.73)	0.6723 (12.29)	0.076 (1.9)		-0.076	3.0757	0.7565	-0.878	1.9869	-90.0850	-9.1863	-9.166
NAGARCH(1,1)-M														
t-Student	0.061 (2.41)	7.12E-06 (3.99)	0.1315 (3.8)	0.6820 (11.4)	-0.325 (-1.8)	5.8152 (4.76) (3.1216)*	-0.5315	2.4007	1.6117	-0.832	1.6094	1931.8	-8.5291	-8.5055
QGARCH(1,1)-M														
GED	0.057 (2.32)	7.61E-06 (3.74)	0.1232 (3.47)	0.6586 (9.96)	0.0026 (2)	1.3002 (16.73) (-9.03)*	-0.1450	1.7523	1.9405	-0.275	1.3355	1566.5	-7.3963	-7.3727

Nota: Entre paréntesis figuran los valores correspondientes al estadístico t-Student de los parámetros. El asterisco se corresponde con el valor del estadístico bajo la hipótesis nula de que $n = 2$. Los valores críticos correspondientes a los contrastes de una y dos colas al 5% son, respectivamente, ± 1.6406 y ± 1.9618 . AN es el estadístico correspondiente al contraste de no existencia de efectos de dispersión, y se distribuye asintóticamente como una $N(0,1)$. t_1 , t_2 , t_3 y F son los contrastes ofrecidos por Engle y Ng(1993) basados en la distinción entre *shocks* negativos y positivos. t_1 , t_2 y t_3 contrastan la significación de b a partir de las regresiones auxiliares $z_t^2 = a + bS_{t-1}^- + u_t$, $z_t^2 = a + bS_{t-1}^-e_{t-1} + u_t$ y $z_t^2 = a + bS_{t-1}^+e_{t-1} + u_t$, respectivamente. Los valores críticos para el contraste bilateral al 5% son aproximadamente, ± 1.962 . El valor crítico correspondiente al contraste conjunto de especificación para la varianza heterocedástica F es 2.6117 al 5% y 3.796 al 1%. P_1 es el contraste de consistencia de la estimación de Pagan y Schwert, que contrasta $H_0: a = 0, b = 1$ en la regresión auxiliar $e_t^2 = a + b h_t^2 + u_t$, siendo el valor crítico 5.99 al 5%. AIC y SBIC son los criterios de información de Akaike y de información Bayesiana de Schwarz, respectivamente.

Tabla 4. Análisis de los residuos estandarizados y no estandarizados para los excesos de rendimiento de la peseta con respecto al dólar. Periodo completo.

Análisis de la peste con respecto al dolor: Período completo.										
Residuos		AS	K	JB	LBQ(1)	LBQ(10)	LBQ(20)	LBQ ₂ (1)	LBQ ₂ (10)	LBQ ₂ (20)
GARCH(1,1)-M										
GED	e_t	-0.16799	4.128894	75.89						
	z_t	-0.165285	4.071819	68.82	3.46 [0.063]	4.77 [0.9]	13.18 [0.869]	2.07 [0.15]	10.56 [0.393]	20.07 [0.45]
GJR(1,1)-M										
Normal	e_t	-0.166891	4.127375	75.62						
	z_t	-0.164243	4.017014	62.48	3.69 [0.065]	5.16 [0.88]	14.01 [0.83]	1.86 [0.17]	11.59 [0.31]	22.86 [0.29]
NAGARCH(1,1)-M										
t-Student	e_t	-0.169229	4.129196	76.02						
	z_t	-0.16079	4.049823	65.95	3.07 [0.08]	4.41 [0.92]	13.48 [0.85]	3.07 [0.08]	10.56 [0.39]	20.68 [0.41]
QGARCH(1,1)-M										
GED	e_t	-0.168257	4.129505	75.99						
	z_t	-0.159565	4.023748	62.90	3.30 [0.069]	4.78 [0.90]	13.83 [0.84]	2.87 [0.09]	12.46 [0.255]	24.68 [0.214]

Nota: Para cada modelo se presentan estadísticos de los residuos estandarizados (z_t) y sin estandarizar (e_t). LBQ(j), LBQ₂(j), para $j=1,10,20$ son los estadísticos del contraste de Ljung-Box sobre los residuos estandarizados y los residuos estandarizados al cuadrado, respectivamente. Entre corchetes aparecen los p -valores.

4.2. Caso de la libra/dólar.

En las tablas 5 y 6 se muestran los resultados de las estimaciones obtenidas satisfactoriamente en el caso de la libra/dólar y de los residuos obtenidos, respectivamente. Atendiendo a estos resultados podemos argumentar lo siguiente:

En el modelo NAGARCH(1,1)-M (véase la tabla 5), tanto en la versión t-Student como GED, todos los coeficientes son significativos y cumplen las restricciones. Además, las hipótesis nulas de los contrastes de sesgo de signo no se rechazan en ningún caso y los residuos estandarizados no presentan estructura. Cabe mencionar que P_1 rechaza la hipótesis de insesgadez de las estimaciones y también el contraste JB rechaza la normalidad de los residuos.

Finalmente, evaluamos la hipótesis nula de normalidad, $H_0: n = 2$, frente a la hipótesis alternativa $H_1: n > 2$ para la versión t-Student (véase la tabla 5). En este caso, el estadístico es igual a 3.86 y el valor crítico es igual a 1.6406, con lo cual se rechaza la hipótesis de normalidad. Por otro lado, en el caso de la versión GED, el estadístico es -11.87, también rechazándose el supuesto de normalidad de los errores. Sin embargo, la distinción entre GED y t-Student es difícil llevarla a cabo por cuanto no podemos

Tabla 5. Estimaciones máximo verosímiles para el exceso de rendimiento de la libra respecto al dólar, de los modelos NAGARCH y QGARCH en media, considerando diferentes funciones de densidad del error: t-Student y GED. Periodo completo.

	d	w	a₁	b₁	g	n	AN	t₁	t₂	t₃	F	P₁	AIC	SBIC
NAGARCH(1,1)-M														
t-Stud.	0.0731 (2.973)	1E-05 (5.051)	0.1779 (4.315)	0.5463 (8.47)	-0.731 (-4.1)	4.8324 (6.599) (3.868)*	-0.4385	2.8865	-0.3953	-2.0340	0.5677	172.3	-8.2057	-8.182
GED	0.0623 (2.565)	1E-05 (5.184)	0.1839 (4.717)	0.5188 (7.976)	-0.736 (-4.4)	1.2515 (19.845) (-11.87)	0.0360	2.9087	0.0154	-2.0539	0.6178	151.1	-7.0576	-7.0339
QGARCH(1,1)-M														
t-Stud.	0.0745 (3.041)	7E-06 (3.114)	0.1834 (4.447)	0.6394 (11.61 5)	0.0048 (4.5)	4.7694 (6.607) (3.836)*	-0.4640	3.2010	-0.943	-2.665	0.6494	137.5	-8.2046	-8.1795
GED	0.0640 (2.649)	7E-06 (3.203)	0.1880 (4.919)	0.6212 (11.23)	0.0048 (4.46)	1.2469 (19.795) (-11.95)	0.03959	3.2755	-0.5814	-2.7946	0.6906	121.54	-7.0566	-7.033

Nota: Entre paréntesis figuran los valores correspondientes al estadístico t-Student de los parámetros. El asterisco se corresponde con el valor del estadístico bajo la hipótesis nula de que $n = 2$. Los valores críticos correspondientes a los contrastes de una y dos colas al 5% son, respectivamente, ± 1.6406 y ± 1.9618 . El valor crítico correspondiente al contraste conjunto de especificación para la varianza heterocedástica, F, es 2.6117 para un nivel del 5% y 3.796 para un nivel de 1%. El valor crítico para el contraste P_1 es 5.99 al 5%.

Tabla 6. Análisis de los residuos estandarizados y no estandarizados de los modelos especificados para los excesos de rendimiento de la libra respecto al dólar. Estimación completa asumiendo coeficiente de remuneración del riesgo constante.

Residuos	AS	K	JB	LBQ(1)	LBQ(10)	LBQ(20)	LBQ ₂ (1)	LBQ ₂ (10)	LBQ ₂ (20)
NAGARCH(1,1)-M									
t-Student	e_t	-0.91	8.82	2040.06					
	z_t	-0.54	5.20	329.577	1.21 [0.27]	9.94 [0.44]	19.43 [0.49]	0.24 [0.62]	3.58 [0.96]
GED	e_t	-0.90	8.80	2025.21					
	z_t	-0.53	5.16	318.687	1.17 [0.27]	9.97 [0.44]	19.37 [0.49]	0.48 [0.48]	4.24 [0.93]
QGARCH(1,1)-M									
t-Student	e_t	-0.91	8.82	2035.48					
	z_t	-0.54	5.18	324.317	1.18 [0.27]	10.04 [0.43]	19.92 [0.46]	0.14 [0.7]	3.3 [0.97]
GED	e_t	-0.90	8.80	2021.61					
	z_t	-0.53	5.15	315.599	1.17 [0.28]	10.02 [0.43]	19.8 [0.47]	0.34 [0.55]	3.77 [0.95]

Nota: Para cada modelo se presentan estadísticos de los residuos estandarizados (z_t) y sin estandarizar (e_t). LBQ(j), LBQ₂(j), para $j=1,10,20$ son los estadísticos del contraste de Ljung-Box sobre los residuos estandarizados y los residuos estandarizados al cuadrado, respectivamente. Entre corchetes aparecen los p -valores

realizar un contraste específico entre las dos alternativas de modelización. En tal caso, consideramos que ambas especificaciones pueden ser adecuadas.

En el modelo QGARCH(1,1)-M, tanto en la versión tStudent como GED, debemos comentar que todos los coeficientes son significativos al nivel del 5% (véase tabla 5), la varianza condicional es estacionaria y el modelo también puede considerarse correctamente especificado atendiendo a los resultados de la mayoría de contrastes al 5% (véase también la tabla 6), salvo P_1 y JB. Por último, al igual que en el caso del modelo NAGARCH, se rechaza la hipótesis de normalidad de la función condicionada del error, pues los valores de los estadísticos son iguales a 3.83 y -11.85, para la t-Student y GED, respectivamente.

En resumen, podemos decir que todos los modelos seleccionados están correctamente especificados. No obstante, dado que estos modelos no están anidados (incluso considerando la misma distribución del error), no podemos distinguir qué estructura de la varianza condicional es la mejor. Por tanto, también, en este caso, tenemos dificultades para seleccionar un único modelo.

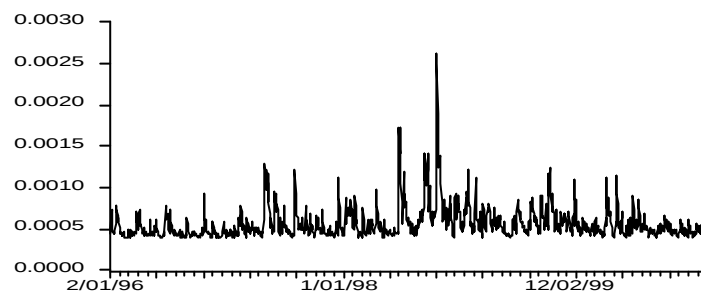
Por otro lado, la interpretación del coeficiente de remuneración del riesgo d (que es siempre positivo y significativo estadísticamente al 5% de nivel de significación),

posee un rango de variación entre [0.062, 0.074]. Estos resultados permiten concluir que existe una prima de riesgo significativa en el periodo completo de estudio.

La evolución temporal de la prima de riesgo estimada aparece en la figura 3. Dado que también las estimaciones de la prima de riesgo son muy similares en todos los casos, se ha representado como ejemplo el caso NAGARCH(1,1)-M bajo t-Student. Si comparamos la evolución de esta serie con el caso de la peseta, se observa que su comportamiento es muy diferente al experimentado por el exceso de rendimiento de la peseta respecto al dólar. En el caso de la libra, se aprecia un decrecimiento de la prima a lo largo del tiempo.

Figura 3. Evolución de la prima de riesgo para el exceso de rendimiento de la libra respecto al dólar, suponiendo que d es constante.

i) Modelo NAGARCH(1,1)-M-t-Student



5. Estimación recursiva del CRR (CRRV) y prima 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), 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. Así, por ejemplo, la expresión general del modelo estimado es: $er_t^c = d_r h_r + e_r$, $r = 215, 216, \dots, 1315$, y si la volatilidad condicional es un GARCH(1,1), entonces la expresión de la volatilidad condicional es $h_r^2 = w + a e_{r-1}^2 + b h_{r-1}^2$, $r = 215, \dots, 1315$. El tamaño muestral de partida consta de 215 observaciones⁵. 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: d , w , a_1 , b_1 , g y n . 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, para cada uno de los modelos de tipo GARCH(1,1)-M especificados, y en cada caso, para cada una de las funciones de densidad del error consideradas. Dado que los resultados obtenidos para cada modelo son bastante similares, a modo de ejemplo se han seleccionado los modelos para la peseta y libra/dólar con CRRV más significativos [GARCH(1,1)-M bajo GED para la peseta/dólar y NAGARCH(1,1)-M bajo t-Student para la libra/dólar]. En la figura 4 se muestra la evolución de los CRRV, sus estadísticos t-Student asociados, y las primas de riesgo correspondientes a la peseta y libra con respecto al dólar.

a) Para el CRRV de la peseta/dólar puede observarse un claro comportamiento diferenciado entre los dos periodos analizados. En el primer periodo se observa un

⁵ 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 la muestra contienen información a partir del 25 de octubre de 1996.

decrecimiento del CRRV antes de la entrada del euro, mientras que en el segundo periodo, se observa una ligera tendencia creciente (por ejemplo, en el modelo GARCH(1,1)-M GED el primer periodo presenta una caída del 16.8% mientras que en el segundo periodo el crecimiento es del 15.8%). En cuanto al estadístico t-Student, correspondiente al coeficiente de remuneración del riesgo, se observa una creciente significatividad del CRRV en la etapa posterior a la entrada del euro. Este hecho puede interpretarse como un síntoma de cierta inestabilidad en el entorno del euro.

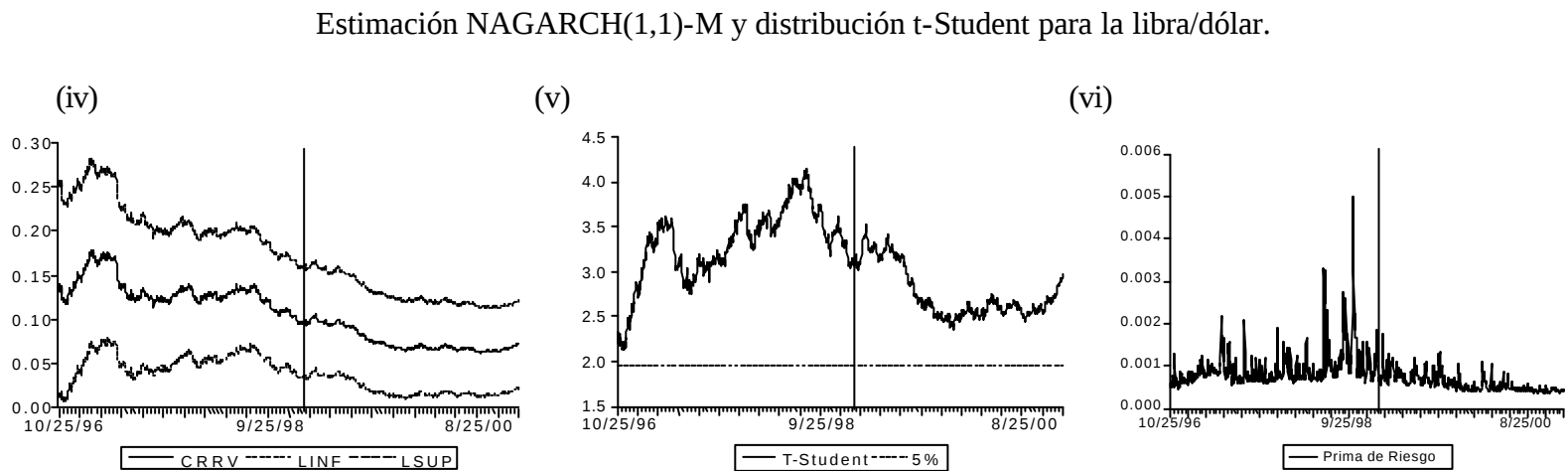
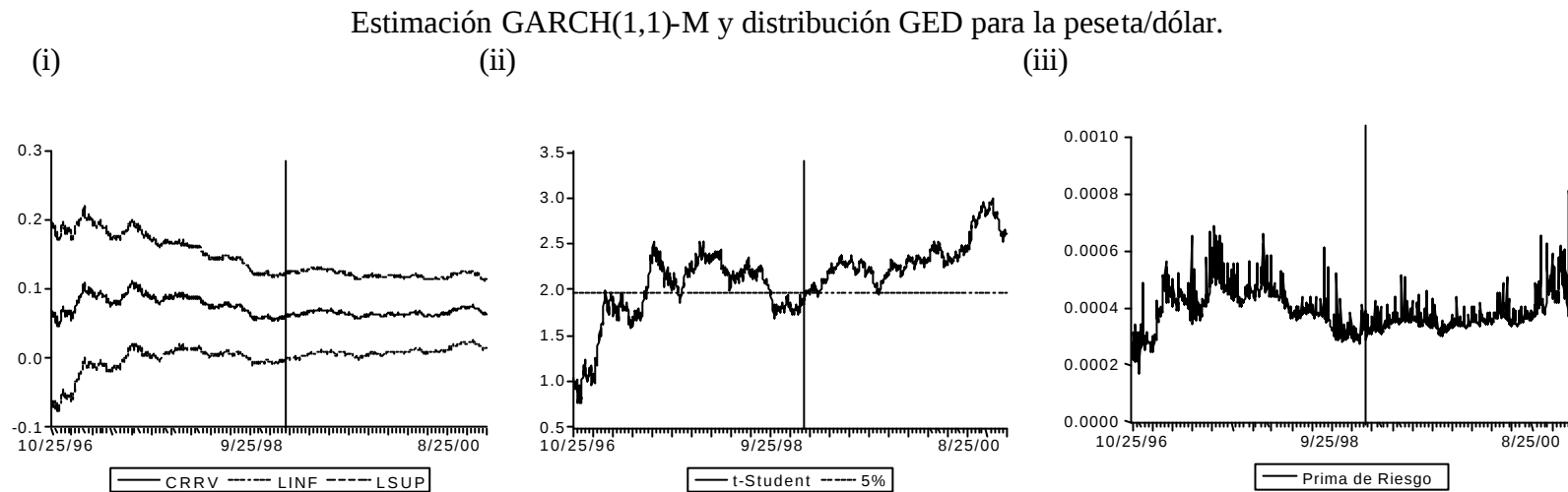
Finalmente, junto a la mayor significatividad del CRRV para la peseta/dólar en la etapa post-euro, hay que considerar que el comportamiento de la prima de riesgo presenta un cambio estructural entre ambos periodos. En la primera parte de la muestra experimenta una tendencia decreciente, mientras que a partir del 1 de enero de 1999, muestra un crecimiento que se acentúa al final del periodo de estudio.

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 periodo analizado, el cual se caracteriza 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 condicionada, la tendencia creciente de la prima de riesgo viene dada en su mayor parte por el carácter creciente de la volatilidad condicionada en el segundo periodo muestral. Por tanto, parece ser que en esta segunda etapa aumenta el riesgo.

b) En el caso de la libra/dólar se observa una tendencia decreciente para los valores del CRRV sobre todo a partir de la entrada del euro. En cuanto a su significación estadística, el valor del ratio t-Student correspondiente a la hipótesis de significación individual de dicho coeficiente, se reduce en la última parte del periodo muestral. Por otro lado, también existe una tendencia decreciente en la prima de riesgo de la libra respecto al dólar.

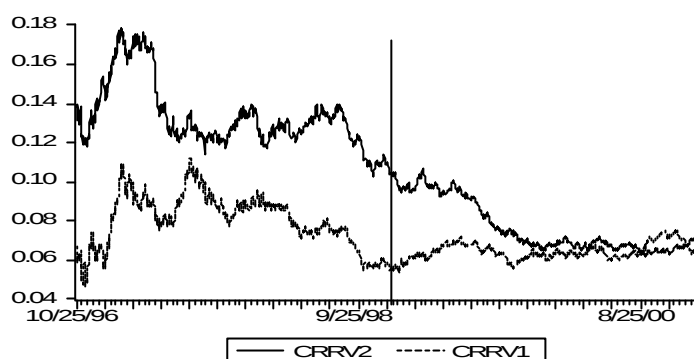
Dado el interés de comparar más detalladamente la evolución de los CRRV de la peseta/dólar y libra/dólar los representamos conjuntamente en la figura 5. Como puede apreciarse, el CRRV de ambas monedas ha experimentado un proceso de acercamiento. Parece existir una tendencia a la convergencia, que se manifiesta más claramente a partir de la entrada del euro, si bien el decrecimiento se observa desde mucho antes.

Figura 4. CRRV, t-Student y prima de riesgo de la peseta/dólar y libra/dólar. Periodo 25-10-1996; 12-1-2001.



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

Figura 5. CRRV para la la peseta y la libra respecto al dólar.



6. 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 uno 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. Alternativamente, se ha estudiado también el caso de la libra/dólar con fines meramente comparativos.

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, a partir de la estimación del CRR, se obtiene que éste es significativo en todos los modelos analizados. Además, la prima de riesgo estimada muestra una mayor dispersión después de la entrada del euro. Por otro lado, la estimación recursiva añade información, ya que los resultados muestran un claro decrecimiento del CRRV antes de la entrada del euro, mientras que en el segundo periodo se observa una ligera tendencia creciente. Además, el estadístico t-Student correspondiente al CRRV es más significativo después de la entrada del euro. Por último, la prima de riesgo obtenida recursivamente refleja un cambio en su tendencia después de la entrada del euro, pasando de ser decreciente en el primer periodo muestral a crecer a partir de la entrada del euro.

En el caso de la libra/dólar se muestra por el contrario, un decrecimiento del CRRV y de la prima de riesgo tras la entrada del euro. No obstante, destaca el hecho de

que parece existir una tendencia hacia la convergencia de los CRRV de la peseta y la libra.

Bibliografía.

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”, pp. 111-134.
2. Baillie R. T. y Bollerslev, T. (1990): “A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets” *Journal of International Money and Finance*, vol. 9, pp. 309-324.
3. Bertola, G. y Svensson, L. (1993):” Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target-Zone Models”, *Review of Economics Studies*, nº 60, pp. 689-712.
4. Bollerslev, T. (1987): “A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 69, pp. 542-547.
5. Castro, F. y Novales, A. (1997): “The Joint Dynamic of Spot and Forward Exchange Rates”. *Documento de Trabajo*, ICAE, nº 9706.
6. Domowitz, I. y Hakkio, C. (1985): “Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market”. *Journal of International Economics*, vol. 19, pp. 47-66.
7. Engle, R.F. (1982): “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation”. *Econometrica*, vol. 50, pp. 987-1007.
8. Engle, R.F. y Ng, V. (1993): “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”. *Journal of Finance*, vol. 48, pp. 1749-1778.
9. Fama, E.F. (1984): “Forward and Spot Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, pp. 319-38.
10. Hansen, L.P. (1982): “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”. *Econometrica*, vol. 50, pp. 1029-1054.
11. Hsieh, D. A. (1989): “Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates: 1974-1983”. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, pp. 307-17.
12. Krugman, P. (1991): “Target Zones and Exchange Rate Dynamics”. *Quarterly Journal of Economics*, vol.106, pp. 669-82.
13. 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*
14. 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.

15. MacKinnon, J.G. (1991): "Critical Values for Cointegrations Tests", en R.F.Engle y C.W.J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, pp. 267-287.
16. Malliaropulos, D. (1995): "Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS". *Applied Economics*, vol. 27, pp. 117-123.
17. Malliaropulos, D. (1997): " A Multivariate GARCH Model of Risk Premia in Foreign Exchange Markets". *Economic Modelling*, vol. 14, pp. 61-79.
18. McCurdy, T.H. y Morgan I. G. (1987): "Tests of the Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures with Time Varyng Volatility". *International Journal of Forecasting*, vol. 3, pp. 131-148.
19. 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*, vol. 3, pp. 187-202.
20. McCurdy, T.H. y Morgan I. G. (1989): "Evidence of Risk Premia in Foreign Currency Futures Markets". Queens University, Department of Economics, Mimeo.
21. 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*, vol. 58, pp. 587-602.
22. Nelson D.B. (1991): "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, vol. 59, pp. 347-370.
23. Pagan, A.R. y Schwert, G.W. (1990): "Alternative Models for Conditional Stock Volatility". *Journal of Econometrics*, vol. 45, pp. 267-290.
24. Sentana, E. (1995): "Quadratic ARCH Models". *Review of Economic Studies*, vol. 62, pp. 639-661.
25. Svensson, L. (1991): "The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone", *Journal of Economics Perspectives*, vol. 6(4), pp. 119-44.