

Yolanda Santana Jiménez*
Jorge V. Pérez Rodríguez*

¿QUÉ RÉGIMEN DE VOLATILIDAD DOMINÓ TRAS LA ENTRADA DEL EURO?

En este trabajo se analiza qué régimen de volatilidad habría dominado tras la entrada del euro en los tipos de cambio de contado implícitos de la peseta, así como la libra esterlina y el yen con respecto al dólar. Para ello, se modeliza la heterocedasticidad de las rentabilidades cambiarias empleando un modelo de cambios de régimen con varianza de tipo ARCH, considerando diversos regímenes. Los datos usados son de frecuencia diaria. Los resultados sugieren que, después de la entrada en vigor del euro, el régimen de volatilidad que puede considerarse dominante en términos medianos cambió para la moneda europea, lo cual es un aspecto relevante si se tiene en cuenta que durante el período de funcionamiento del Sistema Monetario Europeo las monedas que lo componían tuvieron procesos de reducción de riesgo bastante importantes. En el caso de la libra/dólar se deduce el mismo resultado, pero con valores menos extremos. Finalmente, en el caso del yen, no se produce un cambio en el régimen dominante antes y después de la entrada del euro, siendo el régimen dominante de baja volatilidad en todos los casos.

Palabras clave: régimen cambiario, tipos de cambio, SWARCH; heterocedasticidad markoviana pura.
Clasificación JEL: G15.

1. Introducción

La llegada del euro constituye un importante cambio estructural del sistema financiero internacional, comparable con el abandono del régimen de cambios fijos en

el año 1983. Quizá, y por este motivo entre otros, el nacimiento del euro, el 1 de enero de 1999, y el análisis de sus implicaciones en términos de riesgo cambiario está siendo objeto de numerosos estudios a partir de diversos enfoques. Por ejemplo, Capiello, Castrén y Jääskelä (2003) aplican un modelo ICAPM para analizar el riesgo del euro frente al dólar y a la libra esterlina, obteniendo que la volatilidad de los precios del riesgo decreció en ambos casos significativamente a medida que avanzaba el proceso de convergencia hacia la Unión

* Departamento de Métodos Cuantitativos. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Las Palmas.
Versión de noviembre de 2005.

Monetaria Europea; Andrada, Sosvilla y Fernández (2001) examinan la predicción a corto plazo del euro/dólar obteniendo predictores no lineales que se comportan marginalmente mejor que el paseo aleatorio; mientras que en otros estudios se vincula la evolución del euro/dólar con distintos fundamentos, como Closterman y Schnatz (2000, páginas 274-302) o Stein (2001), que concluyen que el euro estaba infravalorado en relación a los fundamentos.

En contra de las expectativas iniciales, la entrada del euro estuvo marcada por una creciente depreciación de esta moneda frente al dólar y al yen. Si el período del SME se caracterizó por una reducción del riesgo cambiario [véase Frömmel y Menkhoff (2001, páginas 285-306), entre otros], ¿qué ha ocurrido tras la entrada en vigor del euro?

Pues bien, este trabajo pretende analizar de manera breve cuáles fueron los regímenes de volatilidad que dominaron antes y después de la entrada del euro. Para ello, se ha decidido hacer historia contrafactual, es decir, estudiar el antes y después del euro teniendo en cuenta que después de la entrada del euro no se observan las monedas del SME que lo adoptaron. En este sentido, y puesto que nuestro interés es estudiar lo acaecido con España, país perteneciente al SME que adopta el euro como moneda de curso legal desde el 1 de enero de 1999, se reconstruye la evolución de la peseta/dólar a través de su tipo implícito, calculado mediante el producto entre el euro/dólar y el tipo irrevocable de la peseta/euro¹. De esta forma, se ha enlazado la serie de tipos de cambio peseta/dólar con su equivalente implícito, dado que es una de las formas de investigar

los cambios experimentados en la volatilidad de la peseta y de su tipo implícito después de 1999. Obviamente, otra forma podría haber sido construir la serie del euro antes de la entrada en vigor de éste y utilizar una moneda como la Unidad de Cuenta Europea (ECU). El estudio se realiza para las monedas de España —es decir, la peseta, que hasta 1998 es una moneda de cambio corriente y el euro/dólar a partir del 1 de enero de 1999—, así como para el Reino Unido (puesto que la libra esterlina es una de las monedas con mayor volumen de negociación en el ámbito mundial, que aunque se ha mantenido fuera de la Unión Monetaria Europea está muy cercana a su entorno, pues el Reino Unido pertenece a la Unión Europea y, por ello, al Mercado Único Europeo, manteniendo fuertes lazos comerciales e inversores con el resto de países miembros) y Japón (cuyo yen representa otra de las monedas de mayor volumen de negociación, pero alejada del entorno euro). La finalidad no es otra que determinar si ha existido un cambio significativo en términos de la volatilidad de las monedas como consecuencia de este acontecimiento, realizando un ejercicio comparativo con tres monedas que han mantenido distintos tipos de relación institucional con el euro.

Para realizar este análisis, y con la finalidad de examinar los regímenes de dominantes de volatilidad, se utiliza la metodología econométrica de los modelos de cambio de régimen con heterocedasticidad variable en el tiempo. Concretamente, empleamos el modelo de cambios de régimen con volatilidad de tipo ARCH [véase Hamilton y Susmel (1994, páginas 307-333); en adelante, SWARCH]².

La estructura del presente trabajo es la siguiente. En la sección 2, se expone la metodología econométrica.

¹ Debe entenderse que a partir del 1 de enero de 1999, el tipo de cambio implícito de la peseta/dólar se construye a través del producto euro/dólar $\times$ 166.386 peseta/euro, siendo el primero, el tipo de cambio oficial de la Unión Monetaria Europea y, el segundo, el tipo de cambio irrevocable para España. Suponiendo que resulta creíble por parte de los agentes que la irreversibilidad de los mismos se mantiene durante el período en que se utilizan las pesetas como valor facial del euro (hasta enero de 2002), es aceptable que podamos considerar la fecha del 1 de enero de 1999 para construir lo que denominamos tipo implícito.

² Otro modelo alternativo es el de heterocedasticidad markoviana pura que cambia en el tiempo [véase TURNER, STARTZ y NELSON (1989, páginas 3-22) o TSN]. Sin embargo, su utilización para datos diarios puede no ser pertinente por cuanto existe evidencia empírica que señala que el modelo TSN es adecuado para datos mensuales pero no para este tipo de datos. Véase BHAR y HAMORI (2004, páginas 157-165).

En la sección 3, se realizará el análisis empírico, y finalmente, en la sección 4, se comentarán las principales conclusiones obtenidas.

2. Metodología econométrica

El estudio de la volatilidad de los tipos de cambio de la peseta, la libra y el yen con respecto al dólar en el período anterior y posterior a la entrada del euro se realiza a partir del modelo de cambios de régimen de Markov. En estos modelos la dinámica de la serie depende de la realización de un número finito de estados discretos, y en él, los cambios dependen del estado en que se encuentra el sistema económico. Los modelos de cambios markovianos se han popularizado en los estudios de la producción industrial, los tipos de interés, los precios de los activos o en las tasas de desempleo. Estos modelos se adoptan genéricamente para representar características específicas de las series temporales económicas, tales como la asimetría de la actividad económica [Hamilton (1989, páginas 39-70)], la existencia de distribuciones mixtas con colas gruesas [Neftçi (1984, páginas 307-28)], el agrupamiento de la volatilidad y la reversión a la media en los precios de los activos [Turner, Startz y Nelson (1989, páginas 3-22), TSN] o en los tipos de interés [Hamilton (1988, páginas 385-422)].

En general, el proceso de Markov supone que éste puede cambiar aleatoriamente y abruptamente de un régimen a otro. Sin embargo, dado que los rendimientos de los activos se caracterizan porque su función de densidad posee un mayor pronunciamiento (leptocurtosis) así como colas más gruesas que la distribución normal independiente e idénticamente distribuida, es necesario considerar la heterocedasticidad de las rentabilidades en la modelización de los cambios de régimen.

Existen varias formas de hacerlo. Por un lado, la más común, es a través de los modelos GARCH³; y por otro

lado, suponiendo que la varianza marginal cambia de acuerdo a un proceso puro de Markov. Según sea el tipo de modelización de la heterocedasticidad elegida, podemos referirnos al modelo SWARCH o TSN, respectivamente. Cabe señalar, que ambos modelos son alternativos, constituyendo dos maneras distintas de modelizar la heterocedasticidad. Las diferencias fundamentales entre dichos modelos se manifiestan por dos hechos. Primero, la varianza marginal es constante en el modelo ARCH, mientras que está sujeta a cambios abruptos en el modelo TSN. Segundo, mientras la varianza marginal a largo plazo puede estar gobernada por cambios de régimen, la varianza a corto plazo dentro de un régimen puede estar gobernada por un proceso de tipo ARCH. Ahora bien, en términos comparativos, resulta difícil distinguir entre uno u otro tipo de heterocedasticidad, por cuanto los modelos no están anidados.

A continuación, describiremos brevemente las características del modelo SWARCH.

Hamilton y Susmel (1994) propusieron un modelo SWARCH (ARCH cambiante), donde permitían que los parámetros del proceso ARCH caracterizasen alguno de los diferentes regímenes descritos por el modelo. Con ello, permitían que las dinámicas de largo plazo dentro de un régimen estuviesen gobernadas por los cambios de régimen en la varianza no condicional (de acuerdo a un proceso cambiante de Markov de primer orden), mientras que las dinámicas a corto plazo lo fuesen por un proceso ARCH. Una versión simple de este modelo, suponiendo una escasa estructura regular en la media, lo cual resulta razonable por ser muy frecuente empíricamente, puede escribirse de la siguiente manera:

$$\Delta e_t = \mu + \phi_1 \Delta e_{t-1} + \sigma_{S_t} u_t \quad [1]$$

siendo Δe_t la variación logarítmica del tipo de cambio considerado; μ una constante, ϕ_1 el coeficiente autorre-

³ Cabe aludir que no tener en cuenta los cambios de régimen (por ejemplo, en la volatilidad), puede conducir a una mayor persistencia de

los efectos ARCH [véase LAMOREOUX y LASTRAPES (1990, páginas 225-234)].

gresivo de primer orden; S_t es una variable no observable que indica la pertenencia a un determinado estado en el momento t , tal que $S_t = k$, $k = 1, 2, 3$ en el caso de que existan tres estados; σ_{S_t} captura la varianza cambiante del Markov (por ejemplo, σ_{S_t} es igual a σ_1 cuando $S_t = 1$ y σ_2 cuando $S_t = 2$); y el residuo $u_t = \sqrt{h_t}v_t$, donde v_t puede ser Normal o la distribución *i.i.d.* t - Student con ν grados de libertad (si $\nu \rightarrow \infty$ es la distribución $N(0, h_t)$), la cual está normalizada para tener varianza unitaria, y donde, además, la varianza condicional, h_t , puede escribirse como un proceso ARCH(2):

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \gamma d_{t-1} u_{t-1}^2 \quad [2]$$

el cual permite considerar efectos asimétricos dentro de un régimen de volatilidad dado. En esta ecuación, se añade la variable $d_{t-1} = 1$ si $u_{t-1} \leq 0$, y $d_{t-1} = 0$ cuando $u_{t-1} > 0$, para recoger el diferente impacto de las rentabilidades negativas y positivas de igual magnitud (efecto asimetría) sobre la volatilidad de los rendimientos cambiarios. El parámetro γ recoge dicho efecto, y debe ser positivo, como el resto de coeficientes del modelo ARCH⁴.

Finalmente, cabría añadir que las probabilidades de transición pueden escribirse como:

$$P[S_t = j / S_{t-1} = i] = p_{ij}, \quad \text{con } i, j = 1, 2, 3 \text{ y } \sum_{j=1}^3 p_{ij} = 1$$

Así, por ejemplo, la volatilidad depende del estado en que se encuentra la economía, y p_{ij} son las probabilidades de transición del estado i al estado j .

La estimación del modelo SWARCH se realiza por máxima verosimilitud. El logaritmo de verosimilitud está definido por:

$$\log L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln[f(\Delta e_t / \psi_{t-1})] \quad [3]$$

donde ψ_{t-1} es el conjunto de información en $t-1$ y $f(\cdot)$ es la función de densidad condicional de las rentabilidades considerando los diferentes estados. El algoritmo empleado para evaluar la función de verosimilitud muestral es el propuesto por Hamilton y Susmel (1994)⁵ y el método de optimización numérica es BFGS.

3. Análisis empírico

Datos y período de análisis

Los datos utilizados se corresponden con diversos tipos de cambio diarios durante el período que abarca desde el 1 de enero de 1996 hasta el 12 de enero de 2001, de la peseta hasta diciembre de 1998 y su tipo de cambio implícito con respecto al dólar desde enero de 1999, además de la libra/dólar y yen/dólar para la totalidad del período objeto de estudio. Debe tenerse en cuenta que desde el 1 de enero de 1999, el tipo de cambio implícito de peseta se construye a partir del euro/dólar, obteniéndose como el producto del euro/dólar por el tipo de cambio irrevocable de la peseta/euro.

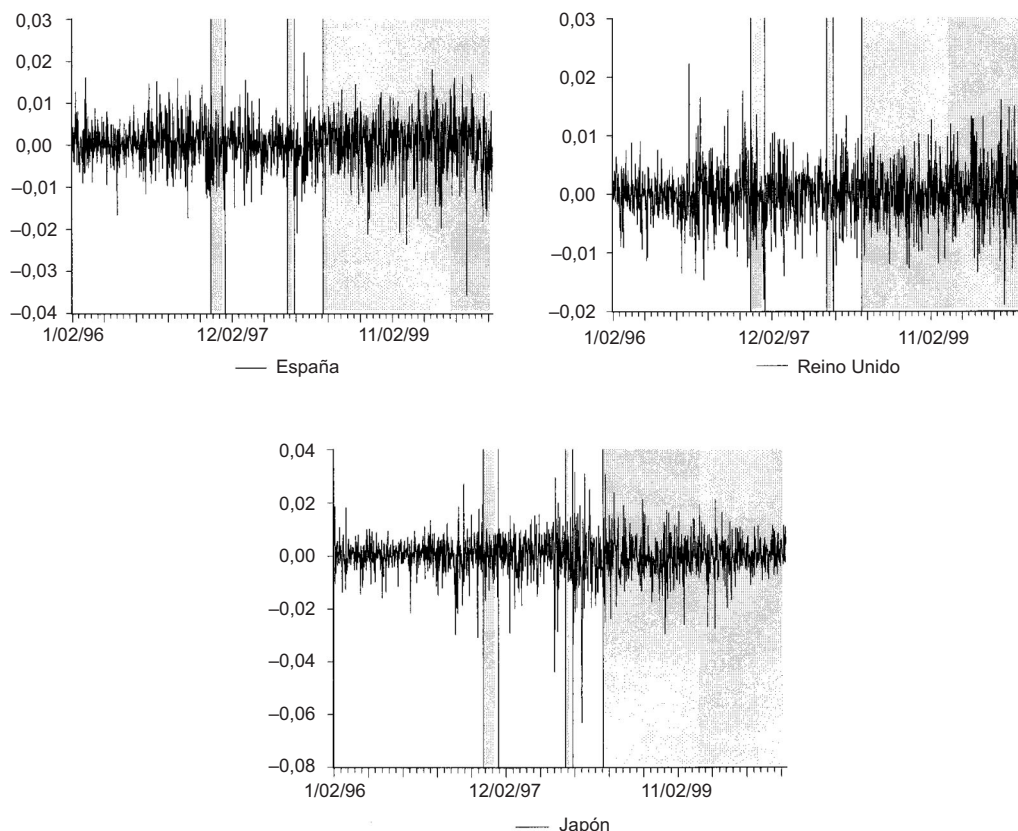
El Gráfico 1 muestra la evolución de las rentabilidades de las divisas y aparecen tres áreas sombreadas. La primera se corresponde con el período septiembre-octubre de 1997, la segunda con el período de agosto de 1998 y la tercera se corresponde con el período que comienza en enero de 1999 o período post-SME. Cabe resaltar que un aspecto interesante en la evolución del tipo de cambio del

⁴ Sin embargo, puede ocurrir que los efectos sobre la varianza condicional que son capturados por no perduren mucho en el tiempo (decaendo rápidamente). Esto sugiere que puede no ser necesario modelizar las rentabilidades de esta forma, y por lo tanto, que la volatilidad o heterocedasticidad de las rentabilidades pueda modelizarse mediante un proceso con heterocedasticidad puramente markoviana. Éste es el caso del modelo de dos-tres regímenes o estados definido por TSN.

⁵ Para una panorámica de la estimación de este tipo de modelos a través de los algoritmos de Hamilton o Kim, véase KIM y NELSON (1999, páginas 65-66).

GRÁFICO 1

RENTABILIDADES DE LAS DIVISAS



euro y la libra es que muestran un proceso de depreciación respecto al dólar desde 1999. Cabe decir que desde su entrada en vigor el euro sufre una fuerte depreciación que empieza a ser alarmante, hasta tal punto que en septiembre de 2000 varios Bancos Centrales, incluidos la Reserva Federal de EE UU y el Banco de Japón, realizan intervenciones de compras de euros concertadas, con el objeto de frenar la caída de la nueva moneda. Por otro lado, y con respecto al yen, no se observa que pueda estar afectado especialmente por la nueva situación en Europa.

El Cuadro 1 muestra los estadísticos descriptivos de las rentabilidades de los tipos de cambio de la pe-

seta, así como de la libra y yen con respecto al dólar. En general, puede destacarse la no normalidad de los rendimientos (puesto que siempre se rechaza la hipótesis nula de normalidad del contraste de Jarque-Bera), así como se observa una importante leptocurtosis. Por otro lado, puede destacarse que las rentabilidades de los tipos de cambio presentan una nula estructura regular en la media, salvo para la peseta/dólar, por cuanto el contraste de autocorrelación de Ljung-Box [LBQ(1)] indica que es significativa la autocorrelación de primer orden (p -valor inferior al 5 por 100).

CUADRO 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS TIPOS DE CAMBIO Y SUS RENTABILIDADES

	España (Peseta)	Euro	Reino Unido	Japón
Media	0,00020	0,000393	3,72E-05	0,000114
Mediana	0,00034	0,000959	0,000000	0,000285
Máximo	0,02217	0,018096	0,022370	0,031484
Mínimo	-0,02145	-0,035913	-0,019032	-0,063225
Desviación estándar	0,00535	0,006711	0,004806	0,007915
Asimetría	-0,09902	-0,716673	0,021820	-0,841311
Curtosis	4,22022	4,885671	4,307725	8,637760
Jarque-Bera	0,0 ^a	0,0 ^a	0,0 ^a	0,0 ^a
LBQ(1)	0,01 ^a	0,243	0,73	0,32
LBQ(10)	0,57	0,536	0,67	0,08 ^b
LBQ ₂ (1)	0,005 ^a	0,688	0,20	0,0 ^a
LBQ ₂ (10)	0,0 ^a	0,932	0,0 ^a	0,0 ^a

NOTA: En el caso del contraste de Jarque-Bera y Ljung-Box aparecen los p -valores. El superíndice ^a indica que el contraste es significativo al 5 por 100.

Finalmente, también puede indicarse que los rendimientos cambiarios presentan heterocedasticidad, por cuanto el contraste de Ljung-Box para los cuadrados de dichos rendimientos (LBQ_2), indica que existen autocorrelaciones distintas de cero (p -valores correspondientes a LBQ_2 menores al 5 por 100 en todos los casos).

Estimaciones de los modelos SWARCH para las divisas

En este epígrafe se comentan los resultados de las estimaciones máximo verosímiles de los modelos SWARCH empleando el algoritmo de Hamilton y Susmel (1994)⁶. Se han omitido los resultados de las estimaciones de los coeficientes μ y ϕ_1 para todos los modelos, por cuestión de espacio. No obstante, cabe destacar que, también para todos los modelos, la constante

es siempre significativa, mientras que ϕ_1 solamente es significativo al nivel del 5 por 100 en el caso de las monedas del SME, además de negativo, lo cual muestra cierto grado de reversión a la media.

A continuación, comentaremos los aspectos más relevantes de las estimaciones obtenidas que aparecen resumidas en el Cuadro 2. En general, cabe destacar que el modelo SWARCH se caracteriza por dos regímenes para todas las divisas⁷, y que el modelo de volatilidad ajustado finalmente es el proceso ARCH(2) con efecto asimétrico y distribución t -Student. Con respecto a los grados de libertad de la distribución t -Student (ν), los valores estimados por máxima verosimilitud son significativos al 5 por 100. En cuanto a los modelos de heterocedasticidad condicionada ajustados, podemos decir que en dicha modelización suponemos que en el primer estado no se ajusta un proceso de tipo ARCH (por

⁶ La estimación de los distintos modelos SWARCH se ha llevado a cabo mediante el programa GAUSS. Concretamente, se han utilizado las rutinas de HAMILTON y SUSMEL (1994).

⁷ Cabe resaltar, que la selección del número de regímenes se realizó atendiendo a la estimación de distintos modelos con un número diferente de regímenes. Sin embargo, sólo resultaron estadísticamente significativos los referidos en el texto.

CUADRO 2

ESTIMACIONES MV DE LOS MODELOS SWARCH PARA LAS DIVISAS DE LOS PAÍSES COMPONENTES DEL EURO, ASÍ COMO LA LIBRA Y EL YEN RESPECTO DEL DÓLAR ESTADOUNIDENSE

	α_0	α_1	α_2	γ	v	p_{11}	p_{22}	π_1	π_2	LogL
España	0,3254 (0,015)	0,0731 (0,03)	0,0524 (0,03)	0,015 (0,04)	7,77	0,9872	0,9923	0,37	0,63	-1.159,71
Reino Unido	0,2120 (0,10)	0,005 (0,03)	0,0399 (0,02)	0,080 (0,04)	7,89	0,9716	0,9778	0,42	0,58	-851,650
Japón	0,4348 (0,21)	0,0314 (0,03)	0,1246 (0,03)	0,379 (0,06)	5,09	0,9988	0,9929	0,85	0,15	-1.287,72

NOTA: LogL es el valor máximo del logaritmo de verosimilitud obtenido en la estimación MV. Entre paréntesis aparecen los errores estándar asintóticos. Éstos son obtenidos a partir de la utilización de la matriz seudoinvertida de Moore-Penrose, dada la singularidad de la matriz Hessiana que contiene las segundas derivadas de la función verosimilitud con respecto a los parámetros. Teniendo en cuenta que la matriz seudoinvertida contiene algunas propiedades de la matriz inversa (pero no todas), estos resultados solo son una solución de entre las infinitas posibles. Este problema se presenta en todos los modelos estimados.

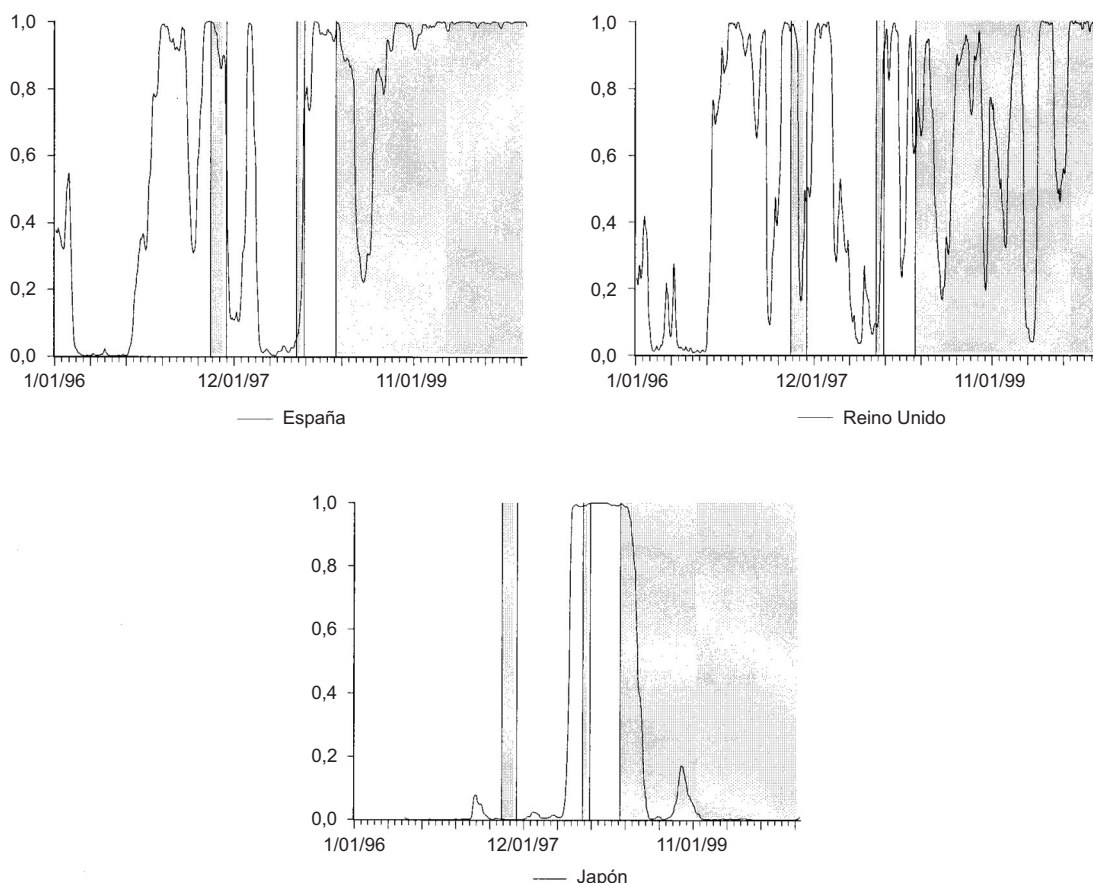
lo tanto, $\sigma_1 = 1$). Por otro lado, y en cuanto a la significación de los coeficientes del proceso ARCH(2), la constante (α_0) es significativa en todos los modelos, pero los coeficientes α_1 y α_2 son pequeños (próximos a cero) y estadísticamente no significativos en algunos casos. Por ejemplo, α_1 sólo es significativo en España, mientras que α_2 es significativo al 5 por 100 en Reino Unido y Japón y al 10 por 100 en España. Por otro lado, y con respecto a los efectos asimétricos (γ), éstos son positivos y significativos al 5 por 100, excepto en el caso de España. Dicho todo esto, esta evidencia podría indicarnos que los efectos de u_t no perduran en el tiempo, lo cual podría sugerirnos que la modelización SWARCH no es necesaria para estimar los cambios de régimen⁸.

En cuanto a las estimaciones de las probabilidades de transición y las probabilidades no condicionadas podemos decir lo siguiente. Las probabilidades ergódicas o no condicionadas de los estados de baja (π_1) y elevada volatilidad (π_2) son más grandes en el segundo estado que en el primero, sugiriendo que el estado de mayor volatilidad domina al estado de baja volatilidad. Únicamente, en el caso de Japón, este hecho no se cumple. Las probabilidades de transición entre los estados resultan estadísticamente significativas al 5 por 100. Además, la probabilidad de estar en el próximo período en el estado i habiendo estado en el período anterior en ese mismo estado es bastante elevada (p_{ii} , $i = 1, 2$). Este aspecto indica, en general, que los estados son bastante persistentes. Por otro lado, la probabilidad de permanecer en el siguiente período en un estado de baja volatilidad habiendo estado en ese mismo estado en el período anterior (p_{11}) y la correspondiente a la de elevada volatilidad (p_{22}) muestran que, en general, $p_{11} < p_{22}$ en casi todos los modelos, sugiriendo que la persistencia es de mayor importancia en el régimen de alta volatilidad. Gráficamente, y con fines puramente descriptivos, puede observarse la evolución temporal de las probabi-

⁸ En este caso, quizá, podría ser más apropiado otro tipo de modelización como la TSN (es decir, un modelo con heterocedasticidad markoviana pura). Esta modelización se ha realizado para las divisas implicadas en este estudio, sin embargo, teniendo en cuenta las consideraciones de BHAR y HAMORI (2004) desestimamos su presentación en este artículo. No obstante, cabe destacar que las dinámicas generales que presentan las probabilidades estimadas de dicho modelo son parecidas a las encontradas para el modelo SWARCH.

GRÁFICO 2

PROBABILIDADES SUAVIZADAS PARA LOS TIPOS DE CAMBIO DE ESPAÑA, REINO UNIDO Y JAPÓN
(Probabilidades en el estado de alta volatilidad)



lidades suavizadas del régimen de alta volatilidad (es decir, $P(S_t = 2)$) y para cada tipo de cambio. Estas probabilidades aparecen en el Gráfico 2 para España, Reino Unido y Japón, donde aparecen también las tres áreas sombreadas anteriormente señaladas.

En el caso de España y del Reino Unido se observan períodos de frecuentes cambios entre el régimen de alta y baja volatilidad, sobre todo antes del euro para España y tanto antes como después de la entrada del euro para el Reino Unido. Estas variaciones pueden interpretarse

como cambios en las expectativas de mercado. Por otro lado, y después de la entrada del euro (tercera área sombreada en los gráficos), se percibe en el caso de España un período de volatilidad alto, dada la mayor persistencia observada en este régimen. Por lo tanto, podría afirmarse que el régimen que domina en los tipos de cambio de contado después de la entrada del euro es el de volatilidad elevada. Obviamente, Japón es una excepción, al igual que el Reino Unido quienes muestran comportamientos claramente distintos al de España.

CUADRO 3

MEDIANA Y DESVIACIÓN TÍPICA DE LAS PROBABILIDADES SUAVIZADAS EN EL RÉGIMEN DE VOLATILIDAD ALTA. MODELO SWARCH

Países	Período completo		Antes del euro		Después del euro	
	Mediana	Desviación	Mediana	Desviación	Mediana	Desviación
España	0,86	0,41	0,33	0,40	0,99	0,20
Reino Unido	0,66	0,36	0,42	0,38	0,78	0,29
Japón	0,02	0,37	0,02	0,43	0,01	0,28

Por último, para tener una impresión de cuáles fueron los regímenes dominantes antes y después de la entrada del euro, se han calculado las medianas de las probabilidades suavizadas del régimen de alta volatilidad, puesto que las distribuciones de cada una de ellas son asimétricas. Estos resultados aparecen en el Cuadro 3, donde se muestra la mediana y desviación para el período completo, antes y después del euro (es decir, el período que corresponde a la pertenencia en el SME y el período post-SME, después de la entrada del euro). En este sentido, y para el período completo analizado, puede decirse que el régimen dominante para la mayor parte de las divisas es el de alta volatilidad (por ejemplo, medianas iguales a 0,86 y 0,66 para España y Reino Unido, respectivamente), mientras que el régimen dominante para el yen/dólar es el de baja volatilidad (mediana igual a $1 - 0,02 = 0,98$), cuya conclusión ya se comprobó al analizar las probabilidades ergódicas.

En cuanto a la comparación de los dos subperíodos, observamos cómo en el período anterior al euro, o etapa de permanencia en el SME, las probabilidades son menores al 50 por 100 en España, Reino Unido y Japón. Sin embargo, cuando sólo consideramos el período posterior a la entrada del euro en enero de 1999 (o período post-SME), las probabilidades medianas para España y el Reino Unido permanecen claramente en el régimen de alta volatilidad; mientras que para el yen/dólar, el régimen dominante es el de baja volatilidad, con una probabilidad mediana igual al 99 por 100. De todo ello puede decirse que las divisas europeas participantes en el euro, así como la libra

CUADRO 4

P-VALORES DEL CONTRASTE DE LJUNG-BOX PARA LOS RESIDUOS ESTANDARIZADOS [$LBQ(k)$, $k=1,10,20$] Y SUS CUADRADOS [$LBQ_2(k)$, $k=1,10,20$], PARA CADA DIVISA

	España	Reino Unido	Japón
$LBQ(1)$	0,383	0,414	0,462
$LBQ(10)$	0,973	0,583	0,557
$LBQ(20)$	0,901	0,621	0,342
$LBQ_2(1)$	0,849	0,324	0,667
$LBQ_2(10)$	0,768	0,693	0,181
$LBQ_2(20)$	0,947	0,792	0,248

esterlina, incrementaron las probabilidades medianas de pertenencia a un régimen de mayor volatilidad después de la entrada del euro, mientras que en el caso del yen no cambian, lo que demuestra su escasa relación con las monedas europeas. Por otro lado, en cualquiera de los gráficos, se destaca la enorme influencia de la crisis financiera de septiembre-octubre de 1997 y la de agosto de 1998, la cual afectó de manera especial a Japón.

Finalmente, cabe resaltar que los diferentes modelos SWARCH ajustados capturan gran parte de la dinámica de la varianza de las rentabilidades. Para ello, utilizamos el contraste de autocorrelación de Ljung-Box sobre los residuos estandarizados y sus cuadrados (véase el Cuadro 4).

Atendiendo a dichos resultados, podemos decir que los residuos estandarizados de cada uno de los modelos analizados se distribuyen normalmente. Esto es así, teniendo en cuenta los resultados del contraste de Jarque-Bera de los residuos estandarizados (que no aparecen en el cuadro), no rechazan la hipótesis nula de normalidad de los mismos al 5 por 100. Además, estos residuos poseen media nula, varianza muy próxima a la unidad, y son i.i.d. al 10 por 100 (tal y como justifican los resultados del contraste de autocorrelación de Ljung-Box ($LBQ(k)$, $k=1,10, 20$). En cuanto a los residuos estandarizados al cuadrado, observamos cómo en ambos modelos, y para todas las divisas, éstas no presentan autocorrelación estadísticamente significativa al 5 por 100 (p -valores superiores al 10 por 100 para LBQ_2). Por lo tanto, no parecen existir restos de no linealidad.

A partir de estos resultados cabe concluir lo siguiente con respecto a la posición de España o de los demás países que forman parte del euro. Aun cuando podían existir argumentos a favor de la estabilidad del euro⁹, 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, páginas 285-306)], 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 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. En efecto, Sosvilla y García (2005) explican el comportamiento del tipo de cambio dólar/euro a partir del diferencial en tasas de inflación equivalentes como aproximación a las expectativas de inflación de los mercados financieros para Estados Unidos y para la Zona Euro en su conjunto. 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 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 ex-

⁹ Por ejemplo, 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.

perimentado 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.

4. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado qué régimen de volatilidad habría dominado tras la entrada del euro en los tipos de cambio de contado de la peseta y su tipo implícito, así como la libra esterlina y el yen con respecto al dólar. Para examinar este hecho, se ha empleado un modelo de cambios de régimen con heterocedasticidad de tipo ARCH, considerando diversos regímenes. Los datos usados son de frecuencia diaria.

Los resultados obtenidos para los modelos muestran que, después de la entrada en vigor del euro, el régimen de volatilidad que puede considerarse dominante en términos medianos cambió para la moneda europea, lo cual es un aspecto importante si se tiene en cuenta que durante el período de funcionamiento del Sistema Monetario Europeo, las monedas que lo componían tuvieron procesos de reducción de riesgo bastante importantes. Sin embargo, después del euro, el tipo de cambio implícito de la peseta (y podríamos entender que de las monedas de los países que forman parte del euro), está caracterizado exclusivamente por un régimen de alta volatilidad. En el caso de la libra/dólar se deduce el mismo resultado, pero con valores menos extremos, con lo cual, puede decirse que la entrada del euro ha podido suponer un incremento en la volatilidad de esta moneda. Finalmente, en el caso del yen, no se produce un cambio en el régimen dominante antes y después de la entrada del euro, siendo este régimen dominante el de baja volatilidad.

De todo ello, se puede deducir que la entrada en vigor del euro y la depreciación existente para el euro/dólar en el período analizado, han afectado al régimen dominante de volatilidad en el caso del euro (y por tanto, para la volatilidad de los países que forman parte de él), algo en el caso de la libra y en absoluto en el caso del yen.

Referencias bibliográficas

- [1] ANDRADA, J.; SOSVILLA, S. y FERNÁNDEZ, F. (2004): «Predicción del tipo de cambio dólar/euro: un enfoque no lineal». *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 814, páginas 141-150.
- [2] BHAR, R. y HAMORI, S. (2004): «Empirical Characteristics of the Permanent and Transitory Components of Stock Returns: Analysis in a Markov Switching Heteroscedastic Framework», *Economic Letters*, volumen 82, páginas 157-165.
- [3] CAPIELLO, L.; CASTREN, O. y JÄÄSKELÄ, J. (2003): «Measuring the Euro Exchange Rate Risk Premium: The Conditional International CAPM Approach». SSRN Electronic Paper Collection: <http://papers.ssrn.com/paper.taf?abstractid=391986>.
- [4] CLOSTERMAN, J. y SCHNATZ, B. (2000): «The Determinants of the Euro-dollar Exchange Rate: Synthetic Fundamentals and a Non-existing Currency», en *Konjunkturpolitik/Applied Economics Quarterly*, volumen 46, número 3, páginas 274-302.
- [5] FRÖMMEL, M. y MENKHOFF, L. (2001): «Risk Reduction in the EMS? Evidence from Trends in Exchange Rate Properties», *Journal of Common Markets Studies*, volumen 49, número 2, páginas 285-306.
- [6] HAMILTON, J. (1988): «Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Economic Dynamics and Control*, volumen 12, páginas 385-432.
- [7] HAMILTON, J. (1989): «Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime», *Journal of Econometrics*, volumen 45, páginas 39-70.
- [8] HAMILTON, J. y SUSMEL, R. (1994): «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime», *Journal of Econometrics*, volumen 64, páginas 307-333.
- [9] KIM, C. y NELSON, C. (1999): *State-Space Models with Regime Switching. Classical and Gibbs Sampling Approaches with Applications*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- [10] LAMOREOUX, C. G. y LASTRAPES, W. D. (1990): «Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model», *Journal of Business and Economic Statistics*, volumen 8, páginas 225-234.

[11] NEFTÇI, S. (1984): «Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle», *Journal of Political Economy*, volumen 92, páginas 307-328.

[12] SOSVILLA, S. y GARCÍA, E. (2005): «Forecasting the Dollar/Euro Exchange Rate: Are International Parities Useful», *Journal of Forecasting*, volumen 24, número 5, páginas 369-377.

[13] STEIN, J. (2001): «The Equilibrium Value of the Euro/\$US Exchange Rate: An Evaluation of Research», *CESifo Working Paper*, número 545, Múnich.

[14] TURNER, C.; STARTZ, R. y NELSON, C. (1989): «A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk and Learning in the stock Market», *Journal of Financial Economics*, volumen 25, páginas 3-22.