

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

**Tipos de cambio flexibles y volatilidad:
Las regularidades empíricas de las observaciones diarias**

**Manuel Vega
José L. Álvarez**

EEE 116

October 2001



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

Tipos de cambio flexibles y volatilidad: las regularidades empíricas de las observaciones diarias

Manuel Vega^{*†}

Departamento de Métodos Cuantitativos

Universidad de Navarra

José L. Álvarez

Departamento de Economía

Universidad de Navarra

27 de marzo de 2001

^{*}Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales - Edificio de Bibliotecas (Entrada Este). 31080 Pamplona, Navarra.
e-mail: mvega@unav.es Tlfno: 948425625. Ext. 2439. Fax: 948425626

[†]Este trabajo se ha beneficiado de las sugerencias de Luis A. Gil-Alana, Esther Ruiz y Simón Sosvilla, de las observaciones de los participantes en el XXV Simposio de Análisis Económico de Barcelona, y del apoyo financiero de la Asociación de Amigos de la Universidad de Navarra. Los errores son todos nuestros.

Resumen

Las series de tipos de cambio de alta frecuencia siguen aproximadamente un proceso martingala en diferencias; sus variaciones futuras son impredecibles con la información disponible. Para frecuencias diarias, estas series se caracterizan por los agrupamientos de volatilidad, la leptocurtosis de sus distribuciones incondicionales y los efectos apalancamiento y estacionalidad diaria. Analizamos estas regularidades empíricas utilizando modelos ARCH y de volatilidad estocástica. Aplicamos ambos a las series diarias de los tipos de cambio del marco, la peseta y el yen frente al dólar estadounidense para el periodo del 1 de enero de 1992 al 31 de diciembre de 1998.

Palabras clave: Alta frecuencia, modelos ARCH, modelos de volatilidad estocástica.

Clasificación JEL: F31

Resumen

High frequency exchange rate series approximately follow a martingale difference process; their future variations are unpredictable with the available information. For daily frequencies, the most noteworthy characteristics of these series are the volatility clustering, the leptokurtic unconditional distributions, and the presence of the leverage and daily seasonal effects. We analyze these empirical regularities using ARCH models and stochastic volatility models. Both types of models are applied to the series of daily exchange rates of the Deutschmark, the Spanish peseta, and the Japanese yen with respect to the US dollar in the period between January 1, 1992 and December 31, 1998.

Keywords: High frequency, ARCH models, stochastic volatility models.

JEL Classification: F31

1 Introducción

Según la mayoría de los trabajos empíricos, el modelo matemático que mejor describe el comportamiento de los precios en los mercados financieros y en el mercado de divisas, es el paseo aleatorio. Esta especificación establece que la tasa de variación de estos precios se comportará como una variable aleatoria normal, independiente e idénticamente distribuida¹(*i.i.d.N.*). En el análisis de tipos de cambio, uno de los argumentos esgrimidos para la elección de este proceso es que la mejor predicción para el tipo de cambio de mañana es el tipo de cambio de hoy, lo que quiere decir que la expectativa condicional, dados sus valores pasados, es nula. Sin embargo, por lo general, las desviaciones diarias gozan de las siguientes características:

- tienen una distribución no condicional simétrica pero leptocúrtica, lo que se traduce en unas colas de probabilidad más anchas que las de la distribución normal²;
- como observó Mussa (1979), exhiben un agrupamiento de la volatilidad, es decir, podemos comprobar cómo se suceden períodos de estabilidad con desviaciones mínimas y períodos de inestabilidad con amplias desviaciones en muchos días consecutivos³. Después de un período de inestabilidad la varianza es mucho mayor que después de un período de estabilidad;
- aparición de un efecto asimétrico o efecto ‘*apalancamiento*’ (descubierto por Black (1976)) lo que significa que la volatilidad se incrementa en mayor medida cuando el rendimiento es negativo que cuando es positivo;
- por último, existe estacionalidad diaria, esto es, cada día de la semana tiene un impacto distinto sobre la evolución de los tipos de cambio.

En este contexto, el supuesto de independencia es altamente cuestionable, por lo que parece más correcto definir el tipo de cambio como un proceso martingala en diferencias. Son muchos los trabajos que analizan empíricamente este tipo de regularidades. La literatura existente permite formular la siguiente conclusión: la modelización de la varianza condicional es muy importante desde el punto de vista teórico y desde el punto de vista econométrico.

En este artículo intentaremos encontrar un modelo que capte todas las regularidades empíricas observadas en los tipos de cambio del marco, de la peseta y del yen con respecto al dólar estadounidense

en la década de los noventa basándonos, por una parte, en los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva *GARCH* (Bollerslev (1986)), *IGARCH* (Engle y Bollerslev (1986) y Nelson (1990)), *EGARCH* (Nelson (1991)), *AGARCH* (Heutschel (1991)) y los modelos *ARCH* – *M* propuestos por Engle et al. (1987) y sus distintas extensiones, *GARCH* – *M*, *AGARCH* – *M* y *EGARCH* – *M*. En estas especificaciones la varianza condicional es función de observaciones pasadas. Por otra parte, estimaremos los modelos de volatilidad estocástica (Taylor (1986 y 1991) y Ruiz (1994)) que, a diferencia de los modelos basados en *ARCH*, consideran la varianza condicional como una variable aleatoria inobservable. Para lograr nuestro objetivo, dividiremos el artículo en cinco secciones. En la sección 2 especificaremos los modelos de heteroscedasticidad condicional para los tipos de cambio de nuestra muestra; en la sección 3 comentaremos las características de los datos que manejaremos y que hacen apropiada la modelización *ARCH*; la sección 4 contendrá el resultado de todas las estimaciones por máxima verosimilitud o cuasi-máxima verosimilitud de los modelos basados en *ARCH* (dependiendo la aplicación de uno u otro método de las distribuciones que asumamos para la perturbación estocástica del modelo) y por cuasi-máxima verosimilitud de los modelos de volatilidad estocástica. Las conclusiones de la sección 5 cerrarán el artículo.

2 Un modelo basado en regularidades empíricas y la base de datos

En este apartado nos proponemos especificar un modelo que capte todas las regularidades empíricas observadas en los tipos de cambio diarios. Con esta finalidad, emplearemos dos clases de modelos:

2.1 Modelos que no incluyen la volatilidad como regresor

Dadas la regularidades empíricas observadas en el comportamiento de los tipos de cambio diarios y, de acuerdo con las investigaciones de Baillie y Bollerslev (1989), Baillie y McMahon (1989) y Hsieh (1988, 1989), utilizaremos el siguiente modelo:

$$r_t = \beta' x_t + \sum_{i=1}^5 \gamma_i D_i + (\phi_0 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_k L^k) V_{j,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde r_t es la transformación de los tipos de cambio en tasas de variación porcentuales, es decir,

$$r_t = 100 \times \ln(S_t/S_{t-1}),$$

siendo S_t el tipo de cambio spot, expresado como el precio de la moneda extranjera en términos de la moneda nacional; x_t es un vector de regresores estacionarios, que puede contener, además de una constante, retardos de la propia variable endógena; D_i son variables artificiales incluidas para describir los efectos del i -ésimo día de la semana (i =lunes, martes, miércoles, jueves, viernes⁴) y $V_{j,t}$ es una variable artificial que recoge el efecto de aquellos días en que el mercado está cerrado sin ser un fin de semana (el polinomio de retardos que la acompaña pretende captar el impacto que esos días especiales tienen sobre las oscilaciones de los tipos de cambio, el mismo día del cierre y los días anteriores); por último, consideraremos dos posibles distribuciones para los residuos. Por un lado, supondremos una distribución normal, es decir, $\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$, y por otro, una distribución más apuntalada, la distribución t -Student, $\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim t(0, h_t, \nu)$, donde Ψ_{t-1} es el conjunto informativo hasta el momento $t-1$, ν los grados de libertad de la distribución t y h_t^2 es la varianza condicional que puede seguir los siguientes procesos basados en la modelización *ARCH* de Engle (1982):

$$h_t^2 = \omega' + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^5 \zeta_j D_j + (\tau_0 + \tau_1 L + \tau_2 L^2 + \dots + \tau_k L^k) V_{j,t}, \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \log h_t^2 &= \omega' + \sum_{i=1}^p \delta_i \log h_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right) + \sum_{i=1}^q \alpha_i^* \left(\left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| - \mu \right) + \sum_{j=1}^5 \zeta_j D_j \\ &\quad + (\tau_0 + \tau_1 L + \tau_2 L^2 + \dots + \tau_k L^k) V_{j,t}, \end{aligned} \quad (3)$$

siendo

$$\mu = E \left(\left| \frac{\varepsilon_t}{h_t} \right| \right),$$

y

$$h_t = \omega' + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{j=1}^5 \zeta_j D_j + (\tau_0 + \tau_1 L + \tau_2 L^2 + \dots + \tau_k L^k) V_{j,t}, \quad (4)$$

donde (2), (3) y (4) son las ecuaciones de un proceso *GARCH*(p, q), *EGARCH*(p, q) y *AGARCH*(p, q),

respectivamente, que permiten incorporar el efecto de los ‘*días de la semana*’, D_1 , y el efecto de ‘*días especiales*’, $V_{j,t}$, en la ecuación de la volatilidad de las variaciones porcentuales de los tipos de cambio diarios. De esta manera, podremos comprobar cómo afectan estos fenómenos a la media y la varianza condicional de estas series simultáneamente.

Si consideramos la varianza condicional h_t^2 , una variable aleatoria inobservable, estimaremos por pseudo-máxima verosimilitud, el modelo de volatilidad estocástica autorregresiva de orden uno, $ARV(1)$:

$$\log r_t^2 = \omega + h_t + \xi_t \quad (5)$$

$$h_t = \beta h_{t-1} + \eta_t.$$

2.2 Modelos que incluyen la volatilidad como regresor

Supongamos que queremos determinar cómo influye la volatilidad percibida por los agentes sobre las variaciones porcentuales de los tipos de cambio o que sospechamos que puede existir una prima de riesgo variable en el mercado de divisas (Domowitz y Hakkio (1985)). Para confirmar nuestra sospechas, acudiremos a los modelos $ARCH - M$. En concreto, a las extensiones $GARCH - M$, $AGARCH - M$ y $EGARCH - M$, que nos van a permitir incorporar la volatilidad a la ecuación que describe la evolución de las variaciones porcentuales

$$r_t = c + \beta' x_t + \theta h_t^2 + \sum_{i=1}^5 \gamma_i D_i + (\phi_0 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_k L^k) V_{j,t} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

considerando, nuevamente, dos posibles distribuciones de los errores, es decir, $\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ y $\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim t(0, h_t, \nu)$, donde Ψ_{t-1} es el conjunto informativo hasta el momento $t - 1$. La única diferencia entre este modelo y la expresión (1) viene dada por la presencia del regresor h_t^2 que se convierte en una variable explicativa más del modelo y que se especificará de acuerdo con las expresiones (2), (3) y (4) cuando utilicemos modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva, y como (5) cuando hagamos uso del modelo de volatilidad estocástica autorregresiva de orden uno.

2.3 Breve descripción de los datos

Estos modelos se aplicarán sobre una serie de 1827 observaciones diarias de tipos de cambio spot comprador del marco alemán, de la peseta española y del yen japonés con respecto al dólar estadounidense en un período que abarca desde el 1 de enero de 1992 hasta el 31 de diciembre de 1998.⁵

3 Evidencia empírica

Para comprobar si la metodología *ARCH* es aplicable, previamente examinamos ciertas propiedades de los datos tales como asimetría y curtosis, normalidad, correlación serial y heteroscedasticidad.

Si los tipos de cambio se comportan como un paseo aleatorio con deriva, la perturbación estocástica debe ser una variable aleatoria normal, con media cero y varianza constante. Para comprobar estas hipótesis recurrimos a los correlogramas y periodogramas, al contraste de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988), al contraste de Ljung-Box y al contraste basado en el principio de los multiplicadores de Lagrange para detectar heteroscedasticidad evolutiva. Resumimos a continuación los resultados obtenidos.

El logaritmo del tipo de cambio diario de las tres monedas exhibe un comportamiento no estacionario (lento decrecimiento de la función de autocorrelación simple estimada y valor alto del periodograma en la frecuencia cero); la primera diferencia regular restablece la estacionariedad⁶. Los resultados del contraste de Phillips y Perron refuerzan esas conclusiones.

Por otra parte, las primeras diferencias se caracterizan por la presencia de períodos de alta (baja) volatilidad que siguen a períodos de alta (baja) volatilidad, fenómeno que hemos denominado agrupamiento de la volatilidad.

Los cuadrados de las variaciones porcentuales de los tipos de cambio tienen una estructura dinámica definida, anulando con ello la hipótesis de independencia que se supone a los residuos del modelo de paseo aleatorio.

En resumen, en el contexto de observaciones diarias en el que nos movemos, para las tres monedas consideradas y en el período analizado, el supuesto de que los tipos de cambio se comportan como un paseo aleatorio es muy poco realista, ya que los errores de los procesos especificados para cada una de las monedas no cumplen la hipótesis *i.i.d.N*. De hecho existe dependencia a través de los cuadrados de

las tasas de variación, y las distribuciones incondicionales presentan mayor curtosis que la distribución normal. Las tasas de variación porcentual de los tipos de cambio diarios de las tres monedas en el período considerado, exhiben una alta volatilidad. La asimetría muestral incondicional es casi nula, como ocurre en las distribuciones normales, pero la curtosis excede los valores normales. El contraste conjunto *LM* de asimetría y curtosis rechaza la normalidad de las distribuciones incondicionales con claridad, y se lo atribuimos a la leptocurtosis. El rechazo de la normalidad es inconsistente con la linealidad y constancia de la varianza condicional. La dependencia no lineal y el exceso de curtosis exhibido por la serie de rendimientos sugiere que la estrategia de modelización *ARCH* es apropiada.

4 Estimación de los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva

Esta sección recoge las estimaciones y contrastes de las hipótesis fundamentales de los modelos especificados en la sección 2. Constará de seis apartados. Los cuatro primeros muestran las estimaciones de los modelos *ARCH* asumiendo distribuciones normales y *t-Student*, la selección del modelo óptimo, contrastes de restricciones lineales para identificar procesos integrados en varianza y un análisis general de todos estos resultados; las estimaciones de los modelos de volatilidad estocástica cierran esta sección.

4.1 Distribuciones normales

La primera tabla de cada moneda muestra las estimaciones máximo verosímiles (*MV*) del modelo (1), y la segunda las del modelo (6) asumiendo que $\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$.

En todas las tablas aparecen los modelos de heteroscedasticidad condicional más amplios que pudimos estimar con el fin último de analizar, simultáneamente, el mayor número posible de regularidades empíricas. Empezamos introduciendo retardos de la propia variable dependiente, a pesar de los datos ofrecidos por las funciones de autocorrelación y, en ninguno de los casos, resultaron significativos. Tampoco encontramos evidencia favorable a los modelos de medias móviles en la media condicional.

No siempre pudimos incorporar las variables estacionales deseadas. En concreto, no nos fue posible estimar el coeficiente que captaba el efecto contemporáneo de los ‘*días especiales*’, ni en la ecuación de la

media ni en la de la volatilidad. Cada vez que incluíamos esta variable en la función de log-verosimilitud, no se producía la convergencia, independientemente de los valores iniciales fijados.

En todas y cada una de las tablas de este artículo, a indica significatividad al 1%, b al 5% y c al 10%.

4.1.1 Tipo de cambio marco/dólar

En el modelo para el marco, no pudimos incluir efectos estacionales en media cuando intentábamos estimar el modelo $AGARCH - M$. Para la correcta especificación y, partiendo del análisis de los correlogramas de las observaciones al cuadrado, especificamos distintos órdenes para todos los procesos. Finalmente, los órdenes seleccionados fueron $p = 1$ y $q = 1$. Los resultados se presentan en las tablas 1 y 2.

4.1.2 Tipo de cambio peseta/dólar

Nuevamente, el modelo que presentó más problemas a la hora de la estimación fue el modelo $AGARCH - M$, del que tuvimos que excluir el efecto de los ‘*días de la semana*’ y de los ‘*días especiales*’ en la ecuación para la media de la tasa de variación porcentual. Los órdenes seleccionados para los modelos de heteroscedasticidad condicional en el caso de la peseta fueron $p = 1$ y $q = 1$. Los resultados aparecen en las tablas 3 y 4.

4.1.3 Tipo de cambio yen/dólar

A diferencia del marco y de la peseta, para captar correctamente el comportamiento dinámico de la varianza condicional de la tasa de variación porcentual del yen, necesitamos incorporar dos retardos en el componente de media móvil de todos los procesos $ARCH$, siendo los órdenes seleccionados $p = 1$ y $q = 2$. Estos resultados se presentan en las tablas 5 y 6.

4.2 Distribuciones $t - Student$

Aunque el supuesto de distribución condicional normal generará una distribución incondicional leptocúrtica para r_t , los modelos condicionalmente normales, en muchas aplicaciones, no captan adecuadamente la leptocurtosis de la distribución incondicional. Para analizar este fenómeno, estimaremos los modelos (1) y (6) asumiendo que $\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim t(0, h_t, \nu)$.

Al estimar los modelos de heteroscedasticidad condicional por cuasi-máxima verosimilitud empleando el algoritmo de Newton-Raphson, nos fue imposible incluir efectos estacionales en la ecuación de la varianza condicional, independientemente de los valores iniciales elegidos.

4.2.1 Tipo de cambio marco/dólar

Las especificaciones $AGARCH$, $AGARCH - M$ y $EGARCH - M$, presentaron muchas dificultades a la hora de ser estimadas. En ninguno de los tres modelos, pudimos estimar el impacto de los ‘*días de la semana*’ y de los ‘*días especiales*’ sobre la media de la serie. Las estimaciones se recogen en las tablas 7 y 8.

4.2.2 Tipo de cambio peseta/dólar

En este caso, no pudimos estimar el modelo $AGARCH - M$. Las estimaciones realizadas para este tipo de cambio aparecen en las tablas 9 y 10.

4.2.3 Tipo de cambio yen/dólar

El modelo $AGARCH$ no nos permitió incorporar el efecto de los ‘*días especiales*’. Véanse los resultados en las tablas 11 y 12.

4.3 Contrastes de Wald: en busca de procesos integrados en varianza

Baillie y Bollerslev (1989) sostenían la siguiente afirmación: “la heteroscedastidad condicional en los tipos de cambio spot se puede representar muy bien con un proceso $GARCH(1,1)$ con raíces cuasi-unitarias, estacionalidad diaria y ‘*efectos vacaciones*’ que se pueden explicar a partir de los distintos flujos de información que llegan al mercado”. Efectivamente, si analizamos con detalle los parámetros estimados, caemos en la cuenta de que las raíces en todos los procesos son muy cercanas a la unidad y, en concreto, el coeficiente del componente autorregresivo siempre es mayor que 0.9.

Para comprobar si existen o no raíces unitarias en la varianza, hemos calculado los estadísticos de Wald para contrastar r restricciones lineales sobre los parámetros del proceso que describe la evolución de la varianza condicional.

Existe evidencia de procesos integrados en varianza en muy pocos casos. Sólo el modelo $AGARCH(1, 1)$ asumiendo una distribución t –*Student* del marco y la peseta, el modelo $AGARCH(1, 2)$ con distribución normal, y los modelos $GARCH(1, 2)$ y $AGARCH(1, 2)$ con distribuciones t –*Student* en el caso del yen, no rechazan la hipótesis de raíces unitarias en la varianza condicional.

En general podemos decir que los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva especificados para las tres monedas no son procesos integrados en varianza y, por lo tanto, la varianza incondicional está definida.

4.4 Selección de modelos

De entre todos los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva esféricos estimados seleccionaremos aquél que presente un mayor valor de los criterios AIC y $SBIC$. Ambos criterios coinciden para el modelo amplio y también para el modelo simplificado en aquellos casos en los que no pudimos estimar un modelo más amplio debido a los problemas surgidos en la maximización de la función de log-verosimilitud.

El criterio AIC siempre selecciona el proceso $GARCH(p, q)$ con distribución normal, con la única excepción del proceso $EGARCH(1, 2) - M$ con distribución normal para el yen.

Más variable se muestra el criterio $SBIC$ debido a la exclusión de parámetros en algunos modelos como consecuencia de las dificultades que se presentaban en la maximización de la función de log-verosimilitud. De hecho, ninguno de los procesos con distribución t –*Student* contiene variables ficticias en la ecuación de la volatilidad, lo que favorece que el $SBIC$ tenga un mayor valor. Aun así, el modelo seleccionado es el $GARCH(p, q)$ con distribución t –*Student*. Como excepciones, destacan el $EGARCH(1, 1) - M$ con distribución t –*Student* para el marco, el $EGARCH(1, 1)$ con distribución normal para la peseta, y el $EGARCH(1, 2) - M$ con distribución normal para el yen.

Resultan más interesantes aquellas situaciones en las que el modelo elegido es el $EGARCH(p, q)$ con distribución normal, como ocurre en el caso de la peseta y del yen. Este hallazgo nos lleva a sospechar de la existencia de cierta asimetría en las respuestas de la volatilidad de estas monedas ante perturbaciones no esperadas o, lo que es lo mismo, de la existencia del efecto ‘*apalancamiento*’.

4.5 Análisis de los resultados

¿Cómo podemos interpretar estos resultados? Respondemos a esta cuestión en los tres siguientes epígrafes.

4.5.1 Tipo de cambio marco/dólar

No parece existir una relación significativa entre la tasa de variación y su propia volatilidad, si bien, debemos destacar que siempre el coeficiente que las une es mayor que cero, $\theta > 0$, situación conocida como ‘*aversión al riesgo*’: cuando los inversores perciben un riesgo no deseado, venderán marcos a no ser que sean compensados con una determinada prima por mantener la moneda.

Los efectos *ARCH* también son significativos, apoyando la idea del agrupamiento de la volatilidad.

El fenómeno de persistencia en la volatilidad se ve confirmado por la raíz cercana a la unidad del coeficiente autorregresivo de la ecuación de la varianza condicional, $\delta > 0.9$, siendo el modelo *EGARCH* el que presentaba un coeficiente más cercano a uno. Dados estos resultados, hemos comprobado si estábamos ante procesos integrados en varianza. Los estadísticos de Wald calculados anteriormente, nos confirman que no lo son (con la única excepción del modelo *AGARCH*(1, 1) con distribución *t-Student*).

La media de la tasa de variación porcentual no se ve influida por los distintos ‘*días de la semana*’, y tampoco se nota ningún comportamiento diferenciado los días anteriores al cierre del mercado en los ‘*días especiales*’. Sin embargo, la volatilidad sí depende de determinados ‘*días de la semana*’ y, en algunos casos, de lo que ocurre los días previos a un ‘*día especial*’, incluso podemos anotar una regularidad más: dos días antes del cierre del mercado la moneda tiende a apreciarse, justo el día antes se deprecia. Estos efectos, cambian según el modelo *ARCH* que consideremos.

El coeficiente del modelo *EGARCH* que capta el efecto ‘*apalancamiento*’ tiene el signo deseado, es decir $\alpha_1 < 0$, pero éste no es estadísticamente significativo.

Cuando asumimos distribuciones con exceso de curtosis, el coeficiente de los grados de libertad es significativo.

En general y, exceptuando algunas ambigüedades, resultó elegido en la mayoría de los casos el modelo *GARCH*(1,1) con distribución normal. (El criterio *AIC* siempre seleccionaba la distribución normal mientras que el *SBIC* elegía la distribución *t-Student*, por el menor número de parámetros que contenía

esta especificación).

Son los modelos *GARCH* con distribuciones normales, los que atenúan el exceso de curtosis (aunque sigue siendo significativo) y devuelven la simetría a la tasa de variación porcentual del tipo de cambio marco/dólar

4.5.2 Tipo de cambio peseta/dólar

En este caso, la volatilidad es estadísticamente significativa en la ecuación de la media, en los modelos *GARCH*(1, 1) – *M* y *AGARCH*(1, 1) – *M*. El signo positivo del coeficiente nos hace pensar que en este mercado existe cierta ‘*aversión al riesgo*’, lo que significa que los agentes que quieren comprar o mantener pesetas exigen una compensación por el riesgo que asumen. Cuando la distribución es *t – Student*, la volatilidad no es estadísticamente significativa en la ecuación de la media de la tasa de variación, pero el signo del coeficiente es mayor que cero.

También son significativos los efectos *ARCH*, captando el agrupamiento de volatilidad de esta serie.

En la ecuación de la varianza condicional comprobamos que, salvo en un caso, $\delta > 0.9$, o lo que es lo mismo, la volatilidad es persistente, es decir, cuando se produce un shock la variabilidad incrementa y tarda en desaparecer. El estadístico de Wald para el contraste de restricciones lineales, nos indica que cuando la distribución es normal no existen procesos integrados en varianza, pero cuando asumimos una distribución *t – Student*, el proceso *AGARCH* (1, 1) es integrado.

El efecto ‘*apalancamiento*’, dado por el coeficiente α_1 del modelo *EGARCH*(1, 1), no es estadísticamente significativo, pero capta el signo, $\alpha_1 < 0$.

Los efectos de los ‘*días de la semana*’ se hacen notar, únicamente, en la ecuación de la volatilidad, pero no afectan directamente a la tasa de variación media del tipo de cambio peseta/dólar. En todos los procesos, el único día de la semana significativo en la ecuación de la volatilidad es el ‘*martes*’. De nuevo, observamos el mismo fenómeno que para el marco: dos días antes del cierre del mercado por la llegada de algún ‘*día especial*’ la moneda se aprecia y justo el día antes se deprecia, si bien, su impacto no es estadísticamente significativo.

En todas las estimaciones con distribuciones *t – Student*, los grados de libertad se encuentran por encima de 15, resultado que está a favor de la utilización de distribuciones con colas más anchas que

las de la normal. Al seleccionar un modelo en base a los criterios AIC y $SBIC$, en general, el modelo seleccionado es el $GARCH(1, 1)$ con distribución normal cuando nos fijamos en el AIC y el $GARCH(1, 1)$ con distribución $t - Student$ si analizamos el $SBIC$.

4.5.3 Tipo de cambio yen/dólar

Si hay una moneda con unas características particulares, esa es la moneda japonesa.

La volatilidad no es estadísticamente significativa en ninguna de las ecuaciones para la media, aunque sí es destacable su signo. En la mayoría de las estimaciones resultó $\theta < 0$, (con la excepción del proceso $GARCH(1, 2) - M$ con distribución normal) o lo que es lo mismo, la posibilidad de que los agentes que negocian con yenes tengan ‘*preferencia por el riesgo*’.

También son significativos los efectos $ARCH$, uno y dos días antes.

La persistencia en la volatilidad, recogida por el coeficiente δ , se refleja en las estimaciones cercanas a la unidad. El estadístico de Wald indicó que los procesos $AGARCH(1, 2) - M$ y $AGARCH(1, 2)$ con distribuciones normales y $GARCH(1, 2) - M$, $GARCH(1, 2)$, $AGARCH(1, 2) - M$ y $AGARCH(1, 2)$ con distribuciones $t - Student$ eran procesos integrados en varianza.

Analizando los modelos $EGARCH(1, 2) - M$ y $EGARCH(1, 2)$ con ambos tipos de distribuciones, vemos que el efecto ‘*apalancamiento*’ es significativo. Si bien debemos destacar que, dos días antes, este efecto tiene el signo contrario al esperado, es decir, $\alpha_1 < 0$ y $\alpha_2 > 0$.

Nuevamente, los ‘*días de la semana*’ y los ‘*días especiales*’ sólo influyen significativamente sobre la volatilidad, pero no sobre la media de la tasa de variación. Se puede hablar de que todos los días de la semana tienen un impacto claro, sin poder distinguir entre un día u otro, con la excepción de los ‘*miércoles*’ en los modelos $EGARCH(1, 2)$ con distribución normal. Sí que se producen cambios en la volatilidad en los días previos al cierre del mercado por motivos distintos a los fines de semana. Volvemos a observar el mismo fenómeno que para las otras dos monedas: dos días antes del cierre, el yen se aprecia, mientras que el día anterior, se deprecia.

El alto valor del parámetro que representa los grados de libertad en la distribución $t - Student$, nos indica que este tipo de distribuciones es adecuado cuando queremos estudiar las regularidades empíricas de las observaciones diarias del tipo de cambio yen/dólar. Si bien los efectos de los ‘*días de la semana*’ y de los ‘*días especiales*’ en la media no son estadísticamente significativos.

En cuanto a la selección del modelo óptimo, el $EGARCH(1, 2) - M$ y el $GARCH(1, 2)$ resultaron elegidos con distribuciones normales, mientras que cuando la distribución era $t - Student$ siempre resultaron elegidos el $GARCH(1, 2) - M$ y el $GARCH(1, 2)$.

4.6 Estimación de los modelos de volatilidad estocástica

Los modelos de volatilidad estocástica para cada una de las monedas los hemos estimado por cuasi-máxima verosimilitud (QMV) utilizando el programa *STAMP 5.0* de Koopman et al. (1995). Para facilitar la estimación se contruye el siguiente modelo espacio-estado:

$$\log r_t^2 = \kappa + h_t + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

$$h_{t+1} = \phi h_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2), \quad |\phi| \leq 1 \quad (8)$$

donde

$$\xi_t = \log \epsilon_t^2 - E(\log \epsilon_t^2) \quad (9)$$

y

$$\kappa = \log \sigma^2 + E(\log \epsilon_t^2). \quad (10)$$

Las ecuaciones de espacio-estado (10) y (11) constituyen la base para la estimación QMV a través del filtro de Kalman. Uno de los principales atractivos de la estimación QMV es la posibilidad de aplicarlo sin tener que asumir ninguna distribución particular de ϵ_t (Koopman et al., (1995)).

Dada la presencia de observaciones nulas, hemos aplicado la ‘transformación de volatilidad estocástica’, que consiste en utilizar la expansión de Taylor de la siguiente manera:

$$\log r_t^2 \cong \log(r_t^2 + cs_y^2) - cs_y^2 / (r_t^2 + cs_y^2), \quad t = 1, \dots, T,$$

donde s_y^2 es la varianza muestral de las observaciones de r_t , y c es una cantidad pequeña. Los resultados obtenidos se muestran en la tabla 13.

Los hiperparámetros son distintos de cero. De hecho, podemos hablar de volatilidad estocástica, ya que $\sigma_\eta^2 \neq 0$.

Por otra parte, en los modelos *ARCH* encontramos evidencia del concepto de persistencia en la volatilidad, representado por el valor cercano a la unidad del coeficiente δ_1 . En el modelo *ARV*(1), este fenómeno es captado por el coeficiente autorregresivo ϕ , cuyo valor estimado es, para las tres monedas, cercano a la unidad.

Sin embargo, tenemos una clara desventaja con respecto a los modelos *ARCH* de las secciones anteriores: no pudimos estudiar el impacto de los ‘*días de la semana*’ ni de los ‘*días especiales*’. En general, no nos permite analizar el resto de las regularidades empíricas en las que estamos interesados.

5 Conclusiones

En este artículo hemos analizado las regularidades empíricas más destacables de los tipos de cambio diarios del marco, de la peseta y del yen con respecto al dólar estadounidense en el período comprendido entre el 1 de enero de 1992 y el 31 de diciembre de 1998, haciendo uso de los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (*ARCH*) y de los modelos de volatilidad estocástica autorregresiva (*ARV*). En general, las conclusiones no son muy novedosas, pero sí están muy definidas:

- el paseo aleatorio con deriva no es el mejor modelo para describir los movimientos de los tipos de cambio diarios, ya que las tasas de variación porcentuales del marco y de la peseta presentan una distribución simétrica pero leptocúrtica, aunque la del yen es simétrica y mesocúrtica. Además existe dependencia en los cuadrados de las series. Por lo tanto, es el modelo martingala en diferencias el que mejor se ajusta a estas características;
- los modelos *ARCH* y los modelos *ARV* captan la mayoría de las regularidades empíricas observadas en estas series, aunque por su flexibilidad en la especificación y por la facilidad a la hora de estimarlos, destacan los primeros;
- las tasas de variación porcentuales de las tres monedas muestran efectos *ARCH* significativos, es decir, existe una tendencia al agrupamiento de la volatilidad muy marcado para las tres monedas, si bien, la dinámica del tipo de cambio yen/dólar es algo más compleja y requiere de más retardos para captar adecuadamente el impacto de los shocks;
- cada día de la semana tiene un impacto significativo sobre la volatilidad de las tasas de variación,

pero no sobre su media condicional;

- los que hemos denominado '*días especiales*' tampoco alteran la media de las tasas de variación porcentuales, sino que producen cambios en la varianza condicional, destacando como nueva regularidad que, dos días antes del '*día especial*' se produce siempre una apreciación de la moneda, mientras que un día antes se deprecia, ahora bien, el impacto no siempre resulta estadísticamente significativo;
- en cuanto a la teoría de una prima de riesgo variable en el mercado de estas divisas, sólo para el tipo de cambio peseta/dólar parece existir evidencia favorable. Es más, el signo positivo del coeficiente de la volatilidad parece indicarnos la existencia del fenómeno de '*aversión al riesgo*' en el mercado de esta divisa que podemos atribuir a su debilidad, sobre todo en el período turbulento de los primeros tres años de nuestra muestra; en el caso del marco y del yen, esta variable no resultó significativa aunque, debemos recalcar que, en el caso del yen, los valores negativos de los coeficientes estimados nos hacen pensar en la existencia de una situación de '*preferencia por el riesgo*' por parte de los agentes que operan con yenes;
- la significatividad estadística y el valor cercano a la unidad del coeficiente δ , recoge perfectamente el fenómeno de persistencia en la varianza. Sólo encontramos procesos integrados en varianza para el yen, y algún caso aislado para el marco y la peseta;
- en todas las monedas conseguimos captar el efecto '*apalancamiento*', aunque sólo resultó ser significativo para el tipo de cambio yen/dólar;
- en general, los modelos que mejor describen el comportamiento dinámico de la varianza condicional de las tres monedas son el $GARCH(1,1) - M$ y el $GARCH(1,1)$ con distribuciones normales y $t - Student$, en el caso del marco y de la peseta y el $GARCH(1,2) - M$ y el $GARCH(1,2)$ con ambas distribuciones, en el caso del yen. Para esta última moneda también destaca la elección del modelo $EGARCH$, para confirmarnos la asimetría presente en el mercado de esta divisa.

En definitiva, los tipos de cambio diarios del marco, de la peseta y del yen con respecto al dólar, en el período considerado, se comportan como un proceso martingala en diferencias, cuya tasa de variación porcentual se caracteriza por presentar unas distribuciones incondicionales simétricas y leptocúrticas,

agrupamiento y persistencia de la volatilidad, efectos estacionales en la varianza condicional pero no en la media, efecto ‘*apalancamiento*’ significativo sólo en el caso del yen, siendo los modelos que mejor captan estas regularidades el $GARCH(1, 1)$ con distribución normal y con distribución t –*Student* cuando estudiamos el marco y la peseta, y los modelos $GARCH(1, 2)$ y $EGARCH(1, 2)$ con distribuciones normales y el $GARCH(1, 2)$ con distribución t – *Student* cuando analizamos el yen.

Notas

1. A lo largo de este artículo, denotaremos la propiedad de variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida con las siglas *i.i.d.* Si, además, asumimos una distribución normal, emplearemos las siglas, *i.i.d.N.*
2. Ver Praetz (1972), Clark (1973), Blattberg y Gonedes (1974), Burt, Kaen y Booth (1977), Westerfield (1977), Rogalski y Vinso (1978) y Friedman y Vandersteel (1982).
3. Fama (1965) y Mandelbrot (1963) fueron los primeros que observaron este fenómeno.
4. Sólo incluiremos cuatro en las estimaciones, para evitar problemas de multicolinealidad cuando estimemos la constante.
5. Todos estos datos han sido proporcionados por el Servicio de Estudios del Banco de España.
6. Debemos matizar que cuando nosotros hablamos de variables estacionarias, estamos hablando de series $I(0)$, ya que realmente aquellos procesos $I(d)$ con $d < 0.5$ también son estacionarios.

6 Referencias

1. Baillie, R. T. y Bollerslev, T. (1989): “The message in daily exchange rates: a conditional-variance tale”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7 (3), pp. 297-317.
2. Baillie, R. T. y McMahon, P. C. (1989): *The Foreign Exchange Market*. Cambridge University Press, Cambridge.
3. Black, F. (1976): “Studies in stock price volatility changes”, Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, pp. 177-181.
4. Blattberg, R. C. y Gonedes, N. J. (1974): “A comparison of the stable and student distribution as statistical models for stock prices”, *Journal of Business*, 47, pp. 244-280.
5. Bollerslev, T. (1986): “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.

6. Burt, J., Kaen, F. R. y Booth, G. G. (1977): "Foreign market efficiency under flexible exchange rates", *Journal of Finance*, 32, pp. 1325-1330.
7. Clark, P. (1973): "A subordinate stochastic process model with finite variance for speculative prices," *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.
8. Domowitz, I. y Hakkio, C. S. (1985): "Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market", *Journal of International Economics*, 19, pp. 47-66.
9. Engle, R. F. (1982): "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.
10. Engle, R. F. y Bollerslev, T. (1986): "Modeling the persistence of conditional variances", *Econometrics Review*, 5, pp. 1-50.
11. Engle, R. F., Lilien, D. M. y Robins, R. P. (1987): "Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model", *Econometrica*, 55, pp. 391-407.
12. Fama, E. F. (1965): "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, 38, pp. 34-105.
13. Friedman, D. y Vandersteel, S. (1982): "Short-run fluctuations in foreign exchange rates: evidence from the data 1973-1979", *Journal of International Economics*, 13, pp. 171-186.
14. Heuschel, L. (1991): "The absolute value GARCH model and the volatility of U.S. stock returns", Princeton University, mimeo.
15. Hsieh, D.A. (1988): "The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983", *Journal of International Economics*, 24, pp. 129-145.
16. Hsieh, D.A. (1989): "Modeling heteroscedasticity in daily foreign exchange rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 307-317.
17. Koopman, S. J., Harvey, A. C., Doornik, J. A. y Shephard, N. (1995): *Stamp 5.0* (Manual), Chapman and Hall, Londres.
18. Mandelbrot, B. (1963): "The variation of certain speculative prices", *Journal of Business*, 36, pp. 394-419.

19. Mussa, M. (1979): "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market", en Brunner, K. y Meltzer, A. H. (eds.), *Policies for Employment, Prices, and Exchange Rates*, Carnegie-Rochester Conference Series On Public Policy, 11, pp. 9-51.
20. Nelson, D. B. (1990): "Stationarity and persistence in the GARCH(1,1) model", *Econometric Theory*, 6, pp. 318-334.
21. Nelson, D. B. (1991): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, 59, pp. 347-370.
22. Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
23. Praetz, P. D. (1972): "The distribution of share prices changes", *Journal of Business*, 45, pp. 49-55.
24. Rogalski, R. J. and Vinso, J. D. (1978): "Empirical properties of foreign exchange rates", *Journal of International Business Studies*, 9, pp. 69-79.
25. Ruiz, E. (1994): "Modelos para series temporales heteroscedásticas", *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, 56, pp. 73-108.
26. Taylor, S. J. (1986): *Modeling Financial Time Series*. John Wiley, Chichester, UK.
27. Taylor, S. J. (1991): "Modeling stochastic volatility", manuscrito, Departamento de Contabilidad y Finanzas, Universidad de Lancaster.
28. Westerfield, J. (1977): "An examination of foreign exchange risk under fixed and floating rate regimes", *Journal of International Economics*, 7, pp. 181-200.

TABLAS

Tabla 1	<i>GARCH(1,1)</i>	<i>AGARCH(1,1)</i>	<i>EGARCH(1,1)</i>
β_0	0.00080	0.0051	0.0013
γ_1	***	-0.01757	-0.0084
γ_2	0.0025	-0.0135	-0.0065
γ_3	0.0184	0.0168	0.0223
γ_4	-0.00054	-0.0059	-0.0034
γ_5	-0.0071	***	***
ϕ_1	0.0611	0.0523	***
ϕ_2	-0.0495	***	***
ω'	0.17368 ^a	0.0144	-0.0751
δ_1	0.9027 ^a	0.9061 ^a	0.96513 ^a
α_1	0.0619 ^a	0.0731 ^a	-0.0192
α_1^*	***	***	0.1414 ^a
ς_1	***	0.1418 ^a	0.4699 ^a
ς_2	-0.2693 ^a	-0.0726 ^c	-0.2212
ς_3	-0.2319 ^a	-0.0721 ^c	-0.1996
ς_4	-0.1214 ^a	0.0347	0.1357
ς_5	-0.1864 ^a	***	***
τ_1	0.1059 ^a	0.0257 ^c	0.32230 ^b
τ_2	-0.0903 ^c	***	-0.2412 ^c

Tabla 2	<i>GARCH(1,1)-M</i>	<i>AGARCH(1,1)-M</i>	<i>EGARCH(1,1)-M</i>
β_0	-0.0450	-0.0328	-0.0431
θ	0.1377	0.12964	0.1449
γ_1	-0.0167	***	-0.0184
γ_2	0.0021	***	-0.0102
γ_3	0.0297	***	0.0299
γ_4	0.0037	***	-0.0035
γ_5	***	***	***
ϕ_1	0.0510	***	0.0509
ϕ_2	-0.0504	***	-0.0463
ω'	0.1746 ^a	0.01557 ^a	-0.0807
δ_1	0.9006 ^a	0.9019 ^a	0.96284 ^a
α_1	0.0630 ^a	0.0752 ^a	-0.0188
α_1^*	***	***	0.1439 ^a
ς_1	***	***	0.4749 ^a
ς_2	-0.2712 ^a	-0.2138 ^a	-0.2215
ς_3	-0.2332 ^a	-0.2107 ^a	-0.1979
ς_4	-0.1230 ^a	-0.1054 ^a	0.1413
ς_5	-0.1854 ^a	-0.1387 ^a	***
τ_1	0.1056 ^{β_0}	0.0304 ^c	0.30666 ^b
τ_2	-0.0876	***	-0.22058

Tabla 3	<i>GARCH(1,1)</i>	<i>AGARCH(1,1)</i>	<i>EGARCH(1,1)</i>
β_0	0.0178	0.0187	0.0194
γ_1	-0.0307	***	-0.0388
γ_2	0.00021	***	0.0026
γ_3	-0.0026	***	-0.0020
γ_4	0.0069	***	0.0060
γ_5	***	***	***
ϕ_1	0.0333	***	0.0155
ϕ_2	-0.0541	***	-0.0464
ω'	0.0958 ^a	0.0239	-0.0286
δ_1	0.8957 ^a	0.9198 ^a	0.9671 ^a
α_1	0.0704 ^a	0.0627 ^a	-0.0201 ^c
α_2	***	***	***
α_1^*	***	***	0.1381 ^a
ς_1	***	0.0735 ^c	0.2572
ς_2	-0.1548 ^a	-0.0690 ^c	-0.2378 ^c
ς_3	-0.1112 ^a	-0.0316	-0.1045
ς_4	-0.0734 ^b	-0.0066	0.0154
ς_5	-0.0936 ^b	***	***
τ_1	0.0374	0.0532	0.1990
τ_2	-0.0225	-0.0293	-0.1218

Tabla 4	<i>GARCH(1,1)-M</i>	<i>AGARCH(1,1)-M</i>	<i>EGARCH(1,1)-M</i>
β_0	-0.0439	-0.0218	-0.0288
θ	0.2524 ^b	0.1535 ^c	0.1977
γ_1	-0.0577	***	-0.0573
γ_2	-0.0078	***	-0.0047
γ_3	-0.00047	***	-0.0096
γ_4	0.0046	***	0.0092
γ_5	***	***	***
ϕ_1	0.0331	***	***
ϕ_2	-0.0561	***	***
ω'	0.0995 ^a	0.0975 ^a	-0.0129
δ_1	0.8943 ^a	0.9148 ^a	0.9647 ^a
α_1	0.0713 ^a	0.0653 ^a	-0.0150
α_2	***	***	***
α_1^*	***	***	0.12b7 ^a
α_2^*	***	***	***
ς_1	***	***	0.1682
ς_2	-0.1593 ^a	-0.1392 ^a	-0.2919 ^b
ς_3	-0.1173 ^a	-0.1033 ^a	-0.1707
ς_4	-0.0787 ^b	-0.0078 ^a	-0.0937
ς_5	-0.09673 ^b	-0.0732 ^b	***
τ_1	0.0191	***	***
τ_2	***	***	***

Tabla 5	<i>GARCH(1,2)</i>	<i>AGARCH(1,2)</i>	<i>EGARCH(1,2)</i>
β_0	0.0202	0.0190	0.0506
γ_1	0.0371	0.0382	***
γ_2	-0.02945	-0.0323	-0.0850
γ_3	0.0042	0.01967	-0.0265
γ_4	-0.0227	-0.01424	-0.0557
γ_5	***	***	-0.0446
ϕ_1	***	***	0.0159
ϕ_2	***	***	0.0654
ω'	0.1345 ^a	0.1233 ^a	-0.0528
δ_1	0.9460 ^a	0.9463 ^a	0.9870 ^a
α_1	0.1297 ^a	0.1270 ^a	-0.1198 ^a
α_2	-0.0889 ^a	-0.0788 ^a	0.0992 ^a
α_1^*	***	***	0.2291 ^a
α_2^*	***	***	-0.1350 ^a
ς_1	-0.1628 ^b	-0.1344 ^b	***
ς_2	-0.1757 ^a	-0.1567 ^a	-0.1217
ς_3	-0.0889 ^c	-0.0739 ^c	0.2035
ς_4	-0.2251 ^a	-0.2069 ^a	-0.2595 ^c
ς_5	***	***	0.3692 ^b
τ_1	0.1567 ^b	0.1550 ^a	0.4972 ^a
τ_2	-0.1366 ^b	-0.1324 ^a	-0.4231 ^a

Tabla 6	<i>GARCH(1,2)-M</i>	<i>AGARCH(1,2)-M</i>	<i>EGARCH(1,2)-M</i>
β_0	0.0125	0.0247	0.0689 ^b
θ	0.0119	-0.0139	-0.0401
γ_1	0.03709	0.0377	***
γ_2	-0.0304	-0.0332	-0.0819 ^b
γ_3	0.0036	0.0193	-0.0246
γ_4	-0.0198	-0.0161	-0.0632 ^b
γ_5	***	***	-0.0463
ϕ_1	0.0114	***	***
ϕ_2	0.0533	***	***
ω'	0.1354 ^a	0.1232 ^a	-0.0540 ^b
δ_1	0.9461 ^a	0.9461 ^a	0.9869 ^a
α_1	0.1288 ^a	0.1278 ^a	-0.1192 ^a
α_2	-0.0880 ^a	-0.0794 ^a	0.0981 ^a
α_1^*	***	***	0.2301 ^a
α_2^*	***	***	-0.1335 ^b
ς_1	-0.1638 ^b	-0.1342 ^a	***
ς_2	-0.1769 ^a	-0.1566 ^a	-0.1207
ς_3	-0.0880 ^c	-0.0737 ^b	0.1988 ^c
ς_4	-0.2274 ^a	-0.2065 ^a	-0.2496 ^b
ς_5	***	***	0.3667 ^a
τ_1	0.1563 ^b	0.1552 ^a	0.5025 ^a
τ_2	-0.1368 ^b	-0.1326 ^a	-0.4203 ^a

Tabla 7	<i>GARCH(1,1)</i>	<i>AGARCH(1,1)</i>	<i>EGARCH(1,1)</i>
β_0	0.0068	0.0110	0.0117
γ_1	-0.0009	***	-0.0165
γ_2	0.0012	***	-0.0104
γ_3	0.0111	***	0.0099
γ_4	0.0506	***	-0.0094
γ_5	***	***	***
ϕ_1	0.0506	***	0.0578
ϕ_2	-0.0632	***	-0.0668
ω'	0.0087 ^b	0.01718 ^a	-0.0261 ^a
δ_1	0.9136 ^a	0.9197 ^a	0.9744 ^a
α_1	0.0629 ^a	0.0672 ^a	-0.0231 ^b
α_1^*	***	***	0.1249 ^a
ν	11.6537 ^a	10.6413 ^a	10.7144 ^a

Tabla 8	<i>GARCH(1,1)-M</i>	<i>AGARCH(1,1)-M</i>	<i>EGARCH(1,1)-M</i>
β_0	-0.00695	-0.0043	-0.00162
θ	0.0420	0.0471	0.0308
γ_1	-0.0008	***	***
γ_2	0.0009	***	***
γ_3	0.0113	***	***
γ_4	0.0021	***	***
γ_5	***	***	***
ϕ_1	0.0521	***	***
ϕ_2	-0.0626	***	***
ω'	0.0088 ^b	0.0175 ^a	-0.0271 ^a
δ_1	0.9132 ^a	0.9190 ^a	0.9734 ^a
α_1	0.0630 ^a	0.0675 ^a	-0.0216 ^c
α_1^*	***	***	0.1248 ^a
ν	11.7601 ^a	10.7481 ^a	10.4713 ^a

Tabla 9	<i>GARCH(1,1)</i>	<i>AGARCH(1,1)</i>	<i>EGARCH(1,1)</i>
β_0	0.0239	-0.0148	0.0263
γ_1	-0.0326	***	-0.0470
γ_2	-0.0098	0.0320	-0.0149
γ_3	-0.0122	0.0324	-0.0137
γ_4	0.0015	0.0441	-0.00076
γ_5	***	0.0436	***
ϕ_1	0.0239	0.0161	0.01872
ϕ_2	-0.0434	-0.0470	***
ω'	0.0082 ^a	0.01619 ^a	-0.0344 ^a
δ_1	0.9022 ^a	0.9181 ^a	0.9708 ^a
α_1	0.0629 ^a	0.0676 ^a	-0.0180
α_2	0.0081	***	***
α_1^*	***	***	-0.0180 ^a
ν	16.1606 ^a	14.9897 ^a	15.6037 ^a

Tabla 10	<i>GARCH(1,1)-M</i>	<i>AGARCH(1,1)-M</i>	<i>EGARCH(1,1)-M</i>
β_0	-0.0251	***	-0.0176
θ	0.1797	***	0.1549
γ_1	-0.0323	***	-0.0417
γ_2	-0.0109	***	-0.0118
γ_3	-0.0103	***	-0.0067
γ_4	0.0012	***	0.0030
γ_5	***	***	***
ϕ_1	0.0295	***	0.0309
ϕ_2	-0.0416	***	-0.0355
ω'	0.0083 ^a	***	-0.0381 ^a
δ_1	0.9018 ^a	***	0.9680 ^a
α_1	0.0711 ^a	***	-0.0156
α_1^*	***	***	0.1360 ^a
ν	16.6908 ^a	***	15.8133 ^a

Tabla 11	<i>GARCH(1,2)</i>	<i>AGARCH(1,2)</i>	<i>EGARCH(1,2)</i>
β_0	0.0482	0.0272	0.0482
γ_1	***	0.0274	***
γ_2	-0.0588	-0.0424	-0.0786 ^c
γ_3	-0.0302	0.00234	-0.0403
γ_4	-0.0411	-0.0121	-0.0467
γ_5	-0.0215	***	-0.0213
ϕ_1	-0.0190	***	-0.0213
ϕ_2	0.0623	***	0.0744
ω'	0.0027	0.0088 ^b	-0.0098
δ_1	0.9526 ^a	0.9485 ^a	0.9879 ^a
α_1	0.0131 ^a	0.1020 ^a	-0.1273 ^a
α_2	-0.0897 ^a	-0.0533 ^c	0.1080 ^a
α_1^*	***	***	0.1868 ^a
α_2^*	***	***	-0.0961 ^c
ν	23.5786 ^a	19.6892 ^a	23.4169 ^c

Tabla 12	<i>GARCH(1,2)-M</i>	<i>AGARCH(1,2)-M</i>	<i>EGARCH(1,2)-M</i>
β_0	0.0549	0.0352	0.0566
θ	-0.0192	-0.0220	-0.0237
γ_1	***	0.0268	***
γ_2	-0.0587	-0.0420	-0.0791 ^b
γ_3	-0.0301	0.0025	-0.0411
γ_4	-0.0411	-0.0132	-0.0497
γ_5	-0.0214	***	-0.0330
ϕ_1	-0.0201	-0.00088	-0.0220
ϕ_2	0.0620	***	0.0744
ω'	0.0027 ^c	0.0089 ^b	-0.0097
δ_1	0.9521 ^a	0.9481 ^a	0.9879 ^a
α_1	0.1318 ^a	0.1030 ^a	-0.1274 ^a
α_2	-0.0901 ^a	-0.0540 ^b	0.1079 ^a
α_1^*	***	***	0.1891 ^a
α_2^*	***	***	-0.0973 ^c
ν	23.4236 ^a	19.6025 ^b	23.3420 ^c

Tabla 13	<i>Marco</i>	<i>Peseta</i>	<i>Yen</i>
ϕ	0.9597	0.9521	0.9858
σ_{ξ}^2	3.5204	3.6359	3.8187
σ_{η}^2	0.0345	0.0398	0.0092
<i>AIC</i>	1.3293	1.3662	1.3801
<i>SBIC</i>	1.3384	1.3771	1.3891