

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Tipos de cambio flexibles, volatilidad y nueva información: La nueva información como fuente de volatilidad

Manuel Vega

EEE 139

Mayo 2002



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

Tipos de cambio flexibles, volatilidad y nueva información: la nueva información como fuente de volatilidad

Manuel Vega^{*†}

Departamento de Métodos Cuantitativos

Universidad de Navarra

26 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

La explicación del fenómeno conocido como agrupamiento de la volatilidad, se puede encontrar en los procesos de llegada de nueva información a los mercados cambiarios. En este artículo nos proponemos demostrar que este fenómeno se debe, principalmente, a la llegada de nueva información sobre diferenciales de tipos de interés. Es más, esa nueva información tiene un impacto significativo sobre las variaciones medias de los tipos de cambio pero no sobre su volatilidad. Para comprobarlo haremos uso de dos de las extensiones del modelo de heteroscedasticidad condicional autorregresiva en media, $GARCH - M$ y $EGARCH - M$, con efectos estacionales en las medias y varianzas condicionales. Este último nos permitirá comprobar si existen o no efectos asimétricos en la volatilidad. El resultado será un modelo que explica las fluctuaciones de los tipos de cambio diarios en función de la volatilidad percibida por los agentes y de las ‘*sorpresas*’ que se produzcan en los diferenciales de tipos de interés. La nueva información la obtendremos a partir de la aplicación del filtro de Kalman sobre seis modelos de series temporales estructurales para los diferenciales de tipos de interés, considerando el diferencial esperado como una variable aleatoria inobservable.

Palabras clave: Noticias, modelos ARCH, filtro de Kalman.

Clasificación JEL: F31

1 Introducción

Tradicionalmente, el modelo estadístico que mejor ha descrito la evolución dinámica de los tipos de cambio nominales ha sido el paseo aleatorio con deriva y errores con distribución normal, independientes e idénticamente distribuidos (*i.i.d.N.*). Sin embargo, para los tipos de cambio nominales diarios, aunque dicho modelo capta la correlación serial presente, no es capaz de explicar la heteroscedasticidad ni el exceso de curtosis. En este contexto definimos el tipo de cambio como un proceso martingala en diferencias, ya que se viola el supuesto de independencia. Significa, por lo tanto, que los cambios futuros son impredecibles si utilizamos como conjunto informativo la información actual públicamente disponible. También sabemos que las variaciones diarias de los tipos de cambio exhiben agrupamientos de la volatilidad de tal manera que las grandes oscilaciones tienden a ser seguidas por grandes cambios del mismo signo y los períodos de calma en los mercados cambiarios se alternan con períodos de mucha volatilidad.

Entre otros, Engle et al. (1990) destacan que este fenómeno puede ser atribuido a la llegada de nueva información o a la dinámica del mercado en respuesta a la nueva información. Es decir, si las ‘*noticias*’ llegan agrupadas, los rendimientos de los activos y tipos de cambio pueden exhibir comportamientos condicionalmente heteroscedásticos aun cuando el mercado se ajuste de manera perfecta e instantánea.

Muchos son los autores que indagan sobre la importancia que puede tener la existencia de fuentes de nueva información en las variaciones de series financieras y de tipos de cambio. Sin ninguna duda, puede decirse que la nueva información tiene un papel protagonista en el análisis de las variaciones de las variables financieras y de los tipos de cambio diarios. En este capítulo nos proponemos corroborar esta idea utilizando los modelos $GARCH - M$ y $EGARCH - M$. En ambos modelos incorporaremos el impacto que los días de la semana y los días en que el mercado cierra sin ser un fin de semana, tienen sobre la media y la volatilidad de las tasas de variación de los tipos de cambio diarios del marco alemán, de la peseta española y del yen japonés con respecto al dólar estadounidense. La nueva información proviene de los diferenciales de tipos de interés a tres meses en el euromercado entre el país considerado y Estados Unidos y se define como la diferencia existente entre el valor observado y el esperado por los agentes. En este trabajo, el valor esperado del diferencial de tipos de interés se modeliza como una variable aleatoria inobservable. Por lo tanto, una vez obtenida la representación espacio-estado de los diferenciales de tipos de interés, aplicaremos el filtro de Kalman para obtener el valor esperado.

Para ello, en la sección 2 especificaremos un modelo de nueva información que recoja todas estas características; en la sección 3 explicaremos brevemente el método de estimación de la nueva información; en la sección 4 presentaremos la evidencia empírica sobre las distribuciones incondicionales, requisitos de estacionariedad y el resultado de todas las estimaciones y contrastes del modelo especificado. Las conclusiones de la sección 5 cerrarán el artículo.

2 Dos extensiones del modelo $ARCH - M$ con nueva información

La especificación $GARCH - M$ permite que las variaciones porcentuales de los tipos de cambio se determinen a partir de un vector de variables explicativas estacionarias (que puede contener retardos de la propia variable dependiente) y de su propia varianza condicional. La varianza condicional es linealmente dependiente del comportamiento pasado de los residuos al cuadrado y de las varianzas condicionales retardadas. Utilizamos estos modelos por su capacidad para reflejar la relación existente entre los rendimientos esperados y la medida de volatilidad. La inclusión de esta medida de volatilidad puede ser importante en la toma de decisiones de inversión: los inversores no son indiferentes ante la volatilidad de los activos que ellos mantienen (Neuberger, 1994). En esta línea, el parámetro que explica la relación existente entre rendimiento del activo y volatilidad es interpretado por Merton (1980) y Campbell y Hentschel (1992) como el coeficiente de aversión al riesgo. Engle et al. (1987) demuestran que el signo y magnitud de este parámetro depende de las funciones de utilidad de los agentes y de las condiciones de oferta de los activos. Por lo tanto, este coeficiente puede ser positivo, negativo o nulo. El modelo $EGARCH - M$, además de permitirnos estudiar este fenómeno, nos ayuda a captar el efecto ‘*apalancamiento*’ observado en muchas series financieras.

2.1 Noticias que afectan a la media de las variaciones de los tipos de cambio nominales

En este apartado, el modelo especificado nos debe facilitar el estudio de la relación existente entre las tasas de variación porcentuales de los tipos de cambio diarios, su propia volatilidad y la nueva información sobre la variable o variables escogidas, además de recoger otras regularidades empíricas observadas en este tipo de series, tales como los efectos de cada día de la semana o los efectos de aquellos días en

que el mercado cierra sin ser un fin de semana y que denominaremos ‘*días especiales*’. Para alcanzar este objetivo, seguiremos un esquema muy parecido al de Baillie y Bollerslev (1989), Baillie y McMahon (1989) y Hsieh (1988, 1989), con un modelo que incorpora efectos estacionales en media y varianza:

$$r_t = W'_t \beta + \theta h_t^2 + \gamma_L D_{L,t} + \gamma_M D_{M,t} + \gamma_X D_{X,t} + \gamma_J D_{J,t} + \gamma_V D_{V,t} + (\phi_0 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_k L^k) V_{j,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

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 es el tipo de cambio spot, expresado como el precio de la moneda extranjera en términos de la moneda nacional; W_t es un vector que, además de contener una constante, está formado por regresores estacionarios y retardos de la propia variable dependiente. En nuestro caso, entre los regresores estacionarios destaca la variable *proxy* de la nueva información sobre diferenciales de tipos de interés entre cada país estudiado y Estados Unidos, que denotaremos por w_t^{ne} donde $w_t^{ne} \subset W_t$; $D_{j,t}$ son variables artificiales que toman el valor 1 en el día j –ésimo, y 0 en el resto, siendo $j = L, M, X, J, V$ (lunes, martes, miércoles, jueves y viernes, respectivamente¹); $V_{j,t}$ es una variable artificial que recoge el efecto de aquellos días en los que el mercado está cerrado sin ser ni un fin de semana (el polinomio de retardos que acompaña a esta variable 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); y, por último, la perturbación aleatoria puede seguir o bien una distribución normal, $\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$, o bien una distribución más apuntalada t – Student, $\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim t(0, h_t, \nu)$, donde Ψ_{t-1} es el conjunto informativo hasta el momento $t - 1$, ν son los grados de libertad y h_t^2 es la varianza condicional que especificaremos como un proceso *GARCH* – (p, q)

$$h_t^2 = \omega_0 + \zeta_L D_{L,t} + \zeta_M D_{M,t} + \zeta_X D_{X,t} + \zeta_J D_{J,t} + \zeta_V D_{V,t} + (\tau_0 + \tau_1 L + \tau_2 L^2 + \dots + \tau_k L^k) V_{j,t} + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (2)$$

y como un proceso $EGARCH - (p, q)$:

$$\begin{aligned} \log h_t^2 = & \omega_0 + \omega_L D_{L,t} + \omega_M D_{M,t} + \omega_X D_{X,t} + \omega_J D_{J,t} + \zeta_V D_{V,t} + \\ & + (\tau_0 + \tau_1 L + \tau_2 L^2 + \dots + \tau_k L^k) V_{j,t} + \sum_{i=1}^p \delta_i \log h_{t-i}^2 + \\ & + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right) + \sum_{i=1}^q \alpha_i^* \left(\left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| - \mu \right), \end{aligned} \quad (3)$$

donde

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

Las expresiones (1) y (2) constituyen la representación de un modelo $GARCH(p, q) - M$ y las expresiones (1) y (3) las de un modelo $EGARCH(p, q) - M$.

2.1.1 Hipótesis básicas

La especificación de los modelos (1) – (2) y (1) – (3) tiene como principal finalidad captar todas las regularidades empíricas observadas en los tipos de cambio diarios incorporando el efecto que la nueva información sobre diferenciales de tipos de interés tiene sobre la media condicional. Para aclarar el objetivo último de dichas especificaciones expondremos, esquemáticamente, las hipótesis que vamos a contrastar y sus implicaciones teóricas.

Con respecto a la media condicional, estableceremos dos hipótesis básicas:

- $H_{11} : \theta = 0$. La volatilidad no es un factor significativo en la media de las variaciones porcentuales de los tipos de cambio diarios.
- $H_{12} : \beta = 0$. La nueva información no influye en la media de las variaciones porcentuales.

Con respecto a la varianza condicional, distinguiremos dos tipos de hipótesis que dependerán del modelo de heteroscedasticidad condicional que asumamos.

- Cuando asumamos el proceso $GARCH(p, q) - M$:

$$- H_{13} : \delta_1 = \dots = \delta_p = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0.$$

La varianza es constante.

$$- H_{14} : \sum_{i=1}^p \delta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i = 1.$$

Es un proceso integrado.

- Estas hipótesis se modifican en el proceso $EGARCH(p, q) - M$, ya que este proceso nos permite analizar el efecto ‘*apalancamiento*’, es decir:

- $H_{15} : \delta_1 = \dots = \delta_p = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = \alpha_1^* = \dots = \alpha_q^* = 0$. La varianza es constante.
- $H_{16} : \sum_{i=1}^p \delta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i^* = 1$. Es un proceso integrado.
- $H_{17} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$. No existe efecto ‘*apalancamiento*’

Para contrastar las hipótesis conjuntas emplearemos el contraste de restricciones lineales de Wald.

2.2 Noticias que afectan a la volatilidad de las variaciones de los tipos de cambio nominales

En este modelo, la nueva información sobre diferenciales de tipos de interés de los eurodepósitos, se convierte en una nueva variable explicativa dentro del modelo de heteroscedasticidad condicional, sin producir cambios en la media. Partiremos, por lo tanto, de una simplificación del modelo anterior

$$r_t = \theta h_t^2 + \gamma_L D_{L,t} + \gamma_M D_{M,t} + \gamma_X D_{X,t} + \gamma_J D_{J,t} + \gamma_V D_{V,t} + (\phi_0 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_k L^k) V_{j,t} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

donde sólo aparecen las variables artificiales definidas en la sección 2.1 y la volatilidad estimada como regresor. En este artículo utilizaremos una generalización del modelo $GARCH(p, q) - M$ que permite que otras variables entren en la ecuación de h_t^2 :

$$h_t^2 = \omega_0 + \zeta_L D_{L,t} + \zeta_M D_{M,t} + \zeta_X D_{X,t} + \zeta_J D_{J,t} + \zeta_V D_{V,t} + (\tau_0 + \tau_1 L + \tau_2 L^2 + \dots + \tau_k L^k) V_{j,t} + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \lambda' W_t \quad (5)$$

donde W_t es un vector de variables estacionarias en covarianza incluidas en el conjunto Ψ_{t-1} que, en nuestro caso, sólo contiene nueva información sobre diferenciales de tipos de interés.

La generalización del proceso $EGARCH(p, q) - M$ será:

$$\begin{aligned} \log h_t^2 = & \omega_0 + \zeta_L D_{L,t} + \zeta_M D_{M,t} + \zeta_X D_{X,t} + \zeta_J D_{J,t} + \zeta_V D_{V,t} + \\ & + (\tau_0 + \tau_1 L + \tau_2 L^2 + \dots + \tau_k L^k) V_{j,t} + \sum_{i=1}^p \delta_i \log h_{t-i}^2 + \\ & + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right) + \sum_{i=1}^q \alpha_i^* \left(\left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| - \mu \right) + \lambda' W_t \end{aligned} \quad (6)$$

donde

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

2.2.1 Hipótesis básicas

Las especificaciones (4) – (5) y (4) – (6) nos permiten incorporar el efecto de la nueva información sobre la varianza condicional. Las hipótesis a contrastar en este caso, dada la presencia de la nueva información en la ecuación de la volatilidad son, con respecto a la media condicional:

- $H_{21} : \theta = 0$. La volatilidad no es un factor significativo en la media de las variaciones porcentuales de los tipos de cambio diarios.

Con respecto a la varianza condicional, el número de hipótesis a contrastar aumenta. Nuevamente distinguiremos entre las hipótesis de la especificación (4) – (5) y las hipótesis de la especificación (4) – (6):

- En el proceso $GARCH(p, q) - M$

- $H_{22} : \delta_1 = \dots = \delta_p = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$. La varianza es constante.
- $H_{23} : \sum_{i=1}^p \delta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i = 1$. Es un proceso integrado.
- $H_{24} : \lambda = 0$. La nueva información no afecta.

- En el proceso $EGARCH(p, q) - M$

- $H_{25} : \delta_1 = \dots = \delta_p = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = \alpha_1^* = \dots = \alpha_q^* = 0$. La varianza es constante.
- $H_{26} : \sum_{i=1}^p \delta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i^* = 1$. Es un proceso integrado.
- $H_{27} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$. No existe efecto ‘apalancamiento’.
- $H_{28} : \lambda = 0$. La nueva información no afecta.

2.3 ¿Qué es w_t^{ne} ? Breve justificación teórica

Supongamos que el logaritmo neperiano del tipo de cambio spot viene dado por

$$s_t = w_t + \mu \Delta s_{t+1}^e, \quad (7)$$

donde w_t es un vector que contiene los diferenciales de tipos de interés entre los países estudiados²; y Δs_{t+1}^e es la tasa de variación esperada en los tipos de cambio entre el período actual t y el período futuro $t + 1$, condicionada a la información de que dispone el agente en t recogida en el conjunto informativo que denotaremos por Ψ_t . Por lo tanto,

$$\Delta s_{t+1}^e = E(\Delta s_{t+1} \mid \Psi_t). \quad (8)$$

Asumiendo expectativas racionales,

$$s_t^e = \frac{1}{1 + \mu} w_t^e + \frac{\mu}{1 + \mu} s_{t+1}^e \quad (9)$$

y operando recursivamente llegamos a

$$s_t^e = \frac{1}{1 + \mu} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\mu}{1 + \mu} \right)^i w_{t+i}^e. \quad (10)$$

Si la tasa de variación del logaritmo del tipo de cambio es

$$\Delta s_t = s_t - s_{t-1}, \quad (11)$$

sumando y restando s_t^e , obtendremos la siguiente expresión

$$\Delta s_t = \left(s_t - \frac{E}{T-1} s_t \right) - \left(\frac{E}{T-1} s_t - s_{t-1} \right) = \Delta s_t^{ne} + \Delta s_t^e, \quad (12)$$

donde s_t seguiría un paseo aleatorio (Mussa (1979)) que se vería afectado por las variaciones anticipadas y las no anticipadas del tipo de cambio. Frenkel y Mussa (1985) señalan que, si $|\mu| < 1$, las variaciones

que hemos denominado como anticipadas tendrán una escasa repercusión sobre el tipo de cambio, adquiriendo todo el protagonismo la nueva información disponible acerca de las condiciones del mercado de divisas, que hemos recogido, desde un principio, en w_t . Es decir, si el logaritmo del tipo de cambio sigue aproximadamente un paseo aleatorio, Δs_t^e recoge las variaciones esperadas en los tipos de cambio y Δs_t^{ne} recoge las no esperadas. Si asumimos que las expectativas son racionales, llegaremos a la siguiente expresión:

$$\Delta s_t = \mu \Delta s_t^{ne} + \epsilon_t, \quad (13)$$

donde Δs_t^{ne} reflejaría la nueva información sobre diferenciales de tipos de interés y ϵ_t es un ruido blanco.

3 Cálculo del componente no esperado

La base econométrica sobre la que aproximaremos la nueva información estará constituida por los modelos estructurales de series temporales. Este tipo de metodología analiza la serie temporal como un conjunto de componentes que tienen una interpretación directa, tales como tendencia, estacionalidad o ciclos, lo que nos permite captar los hechos estilizados de cada serie. Se construyen de tal manera que estos componentes sean estocásticos o, lo que es lo mismo, que estén dominados por perturbaciones estocásticas. Aceptamos que no son directamente observables. El tratamiento estadístico de este tipo de modelos está basado en la representación espacio-estado³.

3.1 Representación espacio-estado

Sea y_t , el diferencial de tipos de interés a tres meses en el euromercado entre el país considerado y Estados Unidos, es decir

$$y_t = i_j - i^*,$$

donde j = España, Alemania y Japón, e i^* es el tipo de interés de Estados Unidos. Su representación espacio-estado será, siguiendo a Hamilton (1994),

$$\begin{aligned} \underset{(n \times 1)}{y_t} &= \underset{(n \times k)(k \times 1)}{A' z_t} + \underset{(n \times r)(r \times 1)}{H' \xi_t} + \underset{(n \times 1)}{\omega_t} \\ E(\omega_t \omega_t') &= \underset{(n \times n)}{R} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \xi_{t+1} &= F \xi_t + v_{t+1} \\ \begin{matrix} (r \times 1) & & (r \times r)(r \times 1) & & (r \times 1) \end{matrix} & \\ E(v_{t+1} v'_{t+1}) &= Q . \\ \begin{matrix} (r \times r) \end{matrix} & \end{aligned} \quad (15)$$

donde (14) se denomina *ecuación de observaciones o de medida* y (15) *ecuación de estados*. Esta última ecuación describe el comportamiento del componente inobservable (el diferencial de tipos de interés esperado, en este trabajo).

Escribir un modelo en forma de espacio-estado conlleva la imposición de una serie de valores a algunos elementos de F , Q , A , H , y R e interpretar el resto de elementos como parámetros particulares de interés. Normalmente no conocemos los valores de estos elementos, así que debemos estimarlos basándonos en las observaciones $\{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ y $\{x_1, x_2, \dots, x_T\}$ y para ello utilizaremos el filtro de Kalman (1960, 1963) que podemos describir como un algoritmo que nos permite calcular la predicción óptima de ξ_t basándonos en la información disponible hasta $t - 1$, asumiendo que los valores de F , Q , A , H y R son conocidos. La *variable-sorpesa* vendrá dada por los residuos de la ecuación de observaciones.

3.2 Representación espacio-estado, el filtro de Kalman y nueva información

Una de las primeras aplicaciones del filtro de Kalman⁴ al cálculo de *'noticias'* en el análisis de los tipos de cambio se debe a Bomhoff y Korteweg (1983). Esta metodología, a diferencia de la metodología *ARIMA*, va a permitirnos suponer que los agentes actualizan sus reglas de predicción de un período a otro a medida que disponen de nueva información y, por tanto, podemos prescindir del supuesto de que los agentes conocen la ley probabilística de las variables relevantes. Obtenida la representación espacio-estado del modelo, podemos aplicar el algoritmo de Kalman que permite calcular el estimador óptimo del vector de estados dada toda la información disponible hasta ese momento. Bomhoff y Korteweg (1983) lo describen de una manera muy sencilla

$$y_{i,t+1} = \overline{y_{i,t+1}} + v_{i,t+1} \quad (16)$$

$$\overline{y_{i,t+1}} = \overline{y_{i,t}} + \epsilon_{i,t+1}, \quad (17)$$

donde $y_{i,t+1}$ es el valor observado de la variable fundamental y $\overline{y_{i,t+1}}$ sería su valor subyacente (pero no observable, que en este caso correspondería al valor esperado de la serie), mientras que los residuos $v_{i,t+1}$ y $\epsilon_{i,t+1}$ son perturbaciones aleatorias no correlacionadas serialmente, donde la primera es una perturbación observacional que contamina la serie y la segunda representa un cambio aleatorio en el valor subyacente de la serie de un período a otro. Dado que el verdadero valor de $\epsilon_{i,t+1}$ es impredecible, tenemos que $\overline{y_{i,t}}$ representa la mejor predicción de $y_{i,t+1}$ con la información disponible en t . De esta manera, la variable sorpresa la obtendremos como

$$\Delta y_{i,t+1}^{ne} = y_{i,t+1} - \overline{y_{i,t}}. \quad (18)$$

Aplicaremos el filtro de Kalman sobre los modelos estructurales que denominamos KF, siendo el modelo univariante general aditivo⁵:

$$y_t = \mu_t + \nu_t + v_t \quad (19)$$

donde μ_t es la tendencia de la serie, ν_t es un componente autorregresivo de primer orden y v_t es la perturbación estocástica o, también denominado componente irregular. En este artículo y, de acuerdo con las características de la serie de diferenciales de tipos de interés, hemos especificado los siguientes procesos para los componentes inobservables del modelo univariante para aproximar el valor esperado de los diferenciales de tipos de interés, es decir, $\overline{y_{i,t}}$:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.N. (0, \sigma_\eta^2), \quad (KF2)$$

$$\beta_t = \rho_\beta \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim i.i.d.N (0, \sigma_\zeta^2),$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.N (0, \sigma_\eta^2), \quad (KF4)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim i.i.d.N (0, \sigma_\zeta^2),$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.N (0, \sigma_\eta^2), \quad (KF5)$$

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim i.i.d.N (0, \sigma_\xi^2),$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2), \quad (\text{KF6})$$

$$\beta_t = \rho_\beta \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\zeta^2),$$

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\xi^2),$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2), \quad (\text{KF7})$$

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\xi^2),$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2), \quad (\text{KF8})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\zeta^2),$$

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\xi^2),$$

donde β_t es la pendiente o gradiente de la tendencia μ_t ; el factor ρ_β , ($0 < \rho_\beta < 1$), se denomina factor de amortiguación y ρ_ν es el coeficiente del componente autorregresivo, ($0 < \rho_\nu < 1$). Los componentes irregulares ν_t , η_t , ζ_t y ξ_t están mutuamente incorrelados. Utilizaremos el método de estimación máximo verosímil, apoyándonos en el algoritmo *BGSF*.

4 Evidencia empírica sobre las hipótesis fundamentales

Para investigar si los procesos *ARCH* son adecuados o no, examinamos ciertas propiedades de los datos tales como normalidad, correlación serial, heteroscedasticidad, asimetría y curtosis.

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 hemos hecho uso de los correlogramas y periodogramas, del contraste de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988), del contraste de Ljung-Box y de los contrastes basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange para captar heteroscedasticidad condicional autorregresiva (Engle (1982)), correlación serial, desviaciones de la normalidad y problemas con la forma funcional. Resumimos los principales resultados.

4.1 Breve descripción de los datos

Estos modelos se aplicarán sobre series 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, y de diferenciales de tipos de interés a tres meses en el euromercado entre los tres países y Estados Unidos en un período que abarca desde el 1 de enero de 1992 hasta el 31 de diciembre de 1998⁶.

4.2 La búsqueda del orden de integración: análisis en el dominio del tiempo y en el dominio de la frecuencia.

Los tipos de cambio de las tres monedas son series no estacionarias, como lo demuestran el lento decrecimiento exponencial de los correlogramas y el alto valor en la frecuencia cero de las funciones de densidad espectral de las series en niveles, mientras que para sus tasas de variación, el rápido decrecimiento del correlograma y la forma de la función de densidad espectral nos confirman que se trata de series $I(0)$.

El mismo razonamiento lo podemos aplicar a los diferenciales de tipos de interés, dado que las funciones de autocorrelación simple y la función de densidad espectral estimada son casi idénticas a las de los tipos de cambio. Por consiguiente, tanto las series de tipos de cambio como los diferenciales de tipos de interés diarios son series integradas de orden uno.

4.3 Contrastes de raíces unitarias.

Con el fin de contrastar, formalmente, la hipótesis de que los tipos de cambio contienen una raíz unitaria, aplicamos los contrastes de Phillips y Perron (1988). La elección de este contraste se debe a su carácter robusto ante la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad⁷.

En ninguno de los casos pudimos rechazar la hipótesis de raíz unitaria para las series en niveles.

Realizado el contraste

sobre las primeras diferencias de ambas series (sobre la serie de diferenciales de tipos de interés no hemos aplicado logaritmos), rechazamos siempre la hipótesis de raíz unitaria, por lo tanto, las series diarias de los logaritmos de los tipos de cambio del marco, de la peseta y del yen con respecto al dólar y de los diferenciales de tipos de interés a tres meses en el euromercado en el período considerado, contienen una raíz unitaria.

4.4 Características de las series

En este apartado analizaremos la media ($\bar{r}$), la desviación típica (S), el coeficiente de asimetría ($\sqrt{m_3} \sim N(0, 6/T)$), el coeficiente de curtosis ($m_4 - 3 \sim N(0, 24/T)$) y los estadísticos de Ljung-Box ($L - B(K)$) con 1, 20 y 50 retardos, respectivamente, de los logaritmos neperianos de las series de tipos de cambio en niveles, s_t , de sus cambios porcentuales, r_t^C ($r_t = 100 \times (s_t - s_{t-1})$) y del cuadrado de los cambios porcentuales, $r_t^{2,C}$, suponiendo que los tipos de cambio de cada moneda siguen un paseo aleatorio con deriva, es decir:

$$r_t^C = c + \varepsilon_t, \text{ donde } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2).$$

Los coeficientes de asimetría y curtosis nos permiten concluir que las distribuciones incondicionales de las tasas de variación porcentuales son simétricas pero leptocúrticas (con la única excepción del yen). Además podemos percibir cierta estructura dinámica en los cuadrados de las series. Para contrastar la presencia de heteroscedasticidad condicional autorregresiva, hemos llevado a cabo el contraste de multiplicadores de Lagrange propuesto por Engle (1982) utilizando 1, 2, 4, 6 y 12 retardos de los residuos ε_t . En ninguno de los casos podemos rechazar la existencia de heteroscedasticidad.

La ausencia de correlación serial (excluyendo al yen) y las claras desviaciones de la normalidad según los contrastes LM de correlación serial, forma funcional y normalidad, confirman nuestras sospechas sobre la presencia de heteroscedasticidad evolutiva.

De acuerdo con todos estos resultados las variaciones porcentuales de los tipos de cambio diarios de las tres monedas exhiben alta volatilidad durante el período analizado. 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.

4.5 Estimación de los modelos de series temporales estructurales

Sobre los distintos modelos estructurales del apartado 3.2, hemos aplicado el algoritmo de Kalman. Las tablas 1 a 3 contienen las estimaciones de los componentes inobservables y de los hiperparámetros, dos estadísticos de bondad de ajuste y los criterios *AIC* y *SBIC*.

En el caso de la peseta, echaremos en falta la especificación que hemos denotado por *KFESP4*,

puesto que no pudimos estimar los componentes al no producirse la convergencia con el algoritmo que hemos empleado.

Por otro lado, utilizaremos los residuos estandarizados de estos modelos como variable *proxy* de la nueva información sobre los diferenciales de tipos de interés. Por lo tanto, deben ser variables estacionarias, con distribuciones normales, independientes e idénticamente distribuidas (*i.i.d.N*). Aún así, debemos recordar que al trabajar con regresores generados se presentan una serie de problemas, muy bien demostrados por Pagan (1984).

Todos presentan una distribución incondicional simétrica, aunque el grado de curtosis es algo mayor que el deseado, sobre todo en el caso de la peseta y del yen. Sin embargo, debemos tener en cuenta que se trata de observaciones diarias y, por lo tanto, cierto grado de curtosis siempre es inevitable.

Con estos datos, atendiendo a los criterios *AIC* y *SBIC* y, escogiendo entre los modelos en los que los hiperparámetros resultaron significativamente distintos de cero, los residuos escogidos para aproximar w_t^{ne} son los de los siguientes modelos: *Marco*, KFAL2 y KFAL6; *Peseta*, KFESP6; *Yen*, KFJAP2 y KFJAP5

4.6 Estimación de los modelos *GARCH – M* y *EGARCH – M*

Dividiremos este apartado en dos secciones: en la primera estimaremos los modelos que intentan captar el impacto de la nueva información y de la volatilidad sobre las tasas de variación porcentuales diarias de los tipos de cambio; en la segunda, la nueva información se hace notar en la ecuación de la varianza condicional, mientras que las tasas de variación porcentuales sólo se ven influidas por su propia volatilidad.

Los retardos de la variable dependiente, como ya nos anunciaban las funciones de autocorrelación simple y las funciones de densidad espectral estimadas, no resultaron significativos, de ahí que no aparezcan en los modelos definitivos.

Cuando intentamos estimar estos modelos asumiendo una distribución *t – Student* para los residuos de los modelos de la sección 2, no fuimos capaces de incorporar ni los efectos de la nueva información ni los efectos de los ‘*días de la semana*’ y de los ‘*días especiales*’ en la ecuación de la varianza condicional.

Cada tabla contiene la distribución asumida para las perturbaciones, el proceso *ARCH – M* especificado y la variable que se ha utilizado como *proxy* de la nueva información.

Cerraremos esta sección con los contrastes de Wald de restricciones lineales y un análisis de los resultados obtenidos.

4.6.1 Noticias que afectan a la media de las variaciones de los tipos de cambio nominales

Las tablas 4 a 9 contienen todas las estimaciones de las expresiones (1), (2) y (3), empleando el algoritmo de Newton-Raphson para maximizar la función de log-verosimilitud⁸.

Para el tipo de cambio marco/dólar, los órdenes escogidos, tanto en los modelos $GARCH - M$ como en los $EGARCH - M$, fueron $p = 1$ y $q = 1$ (tablas 4 y 5)

Con el tipo de cambio peseta/dólar ocurrió lo mismo que con el marco, esto es, empezamos especificando los órdenes $p = 2$ y $q = 2$, pero siempre resultaban no significativos, de ahí que los órdenes seleccionados hayan sido $p = 1$ y $q = 1$. El modelo $EGARCH(1, 1) - M$ no nos permitió incluir ni los efectos de los ‘*días de la semana*’ ni el de los ‘*días especiales*’ ni en la ecuación de la media ni en la de la varianza (tablas 6 y 7)

Para especificar correctamente los modelos de heteroscedasticidad condicional del tipo de cambio yen/dólar, seleccionamos $p = 1$ y $q = 2$ (tablas 8 y 9)

4.6.2 Noticias que afectan a la volatilidad de las variaciones de los tipos de cambio nominales

En esta sección nos referimos a las estimaciones de las expresiones (4), (5) y (6). Estimamos estas expresiones asumiendo que la distribución de las perturbaciones era normal, ya que no pudimos introducir el efecto de la nueva información, ni el efecto de los ‘*días de la semana*’ y de los ‘*días especiales*’ en la ecuación de la varianza condicional cuando suponíamos una distribución $t - Student$. Los resultados se encuentran en las tablas 10 y 11.

4.6.3 Contrastes de las hipótesis fundamentales

En las secciones 2.1 y 2.2 establecíamos una serie de hipótesis. El estadístico de Wald nos ha permitido llevar a cabo el contraste de las siguientes hipótesis conjuntas:

- En el proceso $GARCH(p, q) - M$

– $H_{13}, H_{22} : \delta_1 = \dots = \delta_p = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$. La varianza es constante.

– $H_{14}, H_{23} : \sum_{i=1}^p \delta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i = 1$. Es un proceso integrado.

• En el proceso $EGARCH(p, q) - M$

– $H_{15}, H_{25} : \delta_1 = \dots = \delta_p = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = \alpha_1^* = \dots = \alpha_q^* = 0$. La varianza es constante.

– $H_{16}, H_{26} : \sum_{i=1}^p \delta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i^* = 1$. Es un proceso integrado.

En todas las estimaciones, independientemente de la moneda considerada y de la distribución que asumamos, el coeficiente del componente autorregresivo en la ecuación de la varianza condicional es cercano a uno, esto es, $\delta \cong 1$. De ahí la importancia del contraste de las hipótesis H_{14} , H_{23} , H_{16} y H_{26} gracias a las cuales podemos comprobar si existen raíces unitarias en el proceso que describe la varianza condicional.

La unanimidad de los resultados es casi absoluta: los efectos $ARCH$ son significativos, las especificaciones $GARCH$ y $EGARCH$ son adecuadas y no existen raíces unitarias en la varianza condicional. La única excepción la encontramos en la varianza condicional del yen, ya que tiene raíces unitarias el modelo $GARCH(1, 2) - M$ con nueva información en la media y asumiendo una distribución $t - Student$.

4.6.4 Una comparación entre modelos

De entre todos los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva estimados, que cumplen la condición de esfericidad (todos los modelos estimados en este artículo cumplen la condición de esfericidad, es decir, estacionariedad, no correlación serial, forma funcional correcta, normalidad y homoscedasticidad), seleccionaremos aquél que presente unos mayores valores de los criterios AIC y $SBIC$. Hemos calculado estos criterios para los modelos en los que las ‘noticias’ afectan a la media y para los modelos en los que la nueva información entra en la ecuación de la volatilidad.

Centrándonos en el criterio AIC , para el tipo de cambio marco/dólar escogemos el modelo $GARCH(1, 1) - M$ con distribución normal y ‘noticias’ en la media; para el tipo de cambio peseta/dólar el modelo $GARCH(1, 1) - M$ con distribución normal y ‘noticias’ en la media y para el tipo de cambio yen/dólar escogemos el modelo $EGARCH(1, 2) - M$ con distribución normal y nueva información en la media. Si tomamos como referencia el $SBIC$, la elección cambia. El modelo que mejor captaría la

dinámica del tipo de cambio marco/dólar sería el $GARCH(1,1) - M$ con ‘*noticias*’ en la media y distribución $t - Student$; para el tipo de cambio peseta/dólar elegiríamos el $GARCH(1,1) - M$ con ‘*noticias*’ en la media y distribución $t - Student$; y, por último, la dinámica del tipo de cambio yen/dólar estaría representada por el modelo $GARCH(1,2) - M$ con ‘*noticias*’ en la media y distribución $t - Student$.

Debemos recordar que el criterio $SBIC$ selecciona siempre los modelos $GARCH$ y $EGARCH$ con distribuciones $t - Student$, porque estos modelos no contienen ninguna variable explicativa adicional en la ecuación de la varianza condicional.

5 Conclusiones

En este artículo nos habíamos propuesto descubrir qué relación existía entre las tasas de variación de los tipos de cambio diarios del marco alemán, de la peseta española y del yen japonés con respecto al dólar estadounidense, su volatilidad y la llegada de nueva información sobre diferenciales de tipos de interés entre los tres países considerados y Estados Unidos entre el 1 de enero de 1992 y el 31 de diciembre de 1998.

Como paso previo, descartamos el modelo de paseo aleatorio con deriva como esquema representativo del comportamiento de los tipos de cambio diarios de nuestra muestra, dado el elevado grado de curtosis, el incumplimiento de la hipótesis de normalidad y la confirmación de que la varianza condicional no era constante. Con estos datos, pudimos afirmar que estas series se comportaban como procesos martingala en diferencias. Justificada la utilización de los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva, y generada la nueva información a partir de la estimación de un modelo espacio-estado lineal, haciendo uso del algoritmo de Kalman, estimamos los modelos $GARCH(p,q) - M$ y $EGARCH(p,q) - M$ correspondientes, considerando las distribuciones normal y $t - Student$. En unos permitimos que la nueva información explicara la media de las tasas de variación, en otros, esta variable impactaba exclusivamente sobre su varianza condicional. Este análisis nos permitió responder a las preguntas que nos habíamos hecho al principio de la investigación.

¿Cómo reacciona la tasa de variación porcentual y su volatilidad ante la llegada de nueva información?

Cuando se produce una sorpresa positiva (negativa) sobre diferenciales de tipos de interés, es decir, cuando el valor observado del diferencial de tipos de interés es mayor (menor) que el esperado, las

monedas se aprecian (deprecian) frente al dólar. Mientras que una sorpresa positiva (negativa) hace que su volatilidad disminuya (aumente). Este último efecto no resultó ser estadísticamente significativo (debido a la presencia de residuos en las especificaciones *GARCH* y *EGARCH*), si bien, capta una conocida regularidad empírica de este tipo de series, conocido como efecto ‘*apalancamiento*’ o lo que es lo mismo, la volatilidad se incrementa en mayor medida cuando el rendimiento es negativo que cuando es positivo. Por lo tanto, sabemos que este efecto se debe a la llegada de nueva información sobre diferenciales de tipos de interés.

¿Existen efectos estacionales en la media y en la varianza cuando incorporamos nueva información al modelo?

Los efectos estacionales, de los ‘*días de la semana*’ y de los ‘*días especiales*’, sólo son relevantes en la volatilidad, pero no en la media de las tasas de variación de las tres monedas.

¿Existe ‘aversión al riesgo’?

Hemos encontrado indicios de ‘*aversión al riesgo*’ por parte de los inversores que negociaban en pesetas. Esto es, ante un aumento de la volatilidad del tipo de cambio peseta/dólar, los inversores venden pesetas con lo que se produce su depreciación. Esta actitud puede justificar la existencia de la prima de riesgo en este mercado; sin embargo, más curioso resulta el caso del yen, ya que las estimaciones negativas del coeficiente de la volatilidad nos hace pensar que existe cierta ‘*preferencia por el riesgo*’, esto es, la volatilidad no sólo no asusta a los inversores, sino que además les anima a comprar más yenes.

¿Existe persistencia en la varianza?

Para las tres monedas, observamos persistencia en la volatilidad. Es decir, ante una perturbación la variabilidad aumenta y desaparece muy lentamente, como nos demuestran las estimaciones cercanas a la unidad del coeficiente autorregresivo de las ecuaciones de la varianza condicional. A pesar de este resultado, el único proceso integrado en varianza fue el $GARCH(1,2) - M$ con distribución *t-Student* y ‘*noticias*’ en la media de la tasa de variación porcentual del yen.

¿Cuál es el modelo que mejor capta las regularidades empíricas de los tipos de cambio diarios en un contexto en el que llega continuamente nueva información?

El modelo que resulta elegido con más frecuencia es el $GARCH(1,1) - M$ asumiendo una distribución normal cuando empleamos el criterio *AIC* y con distribución *t-Student* cuando nos fijamos en el *SBIC*.

¿A dónde queremos llegar?

En definitiva, la nueva información juega un papel relevante en las oscilaciones de las tres monedas estudiadas, si bien, su impacto se hace sentir directamente sobre la tasa de variación porcentual de cada tipo de cambio, pero no produce incrementos en su volatilidad, aunque sí corrobora la existencia de un efecto asimétrico: la variabilidad observada aumenta con las malas '*noticias*', mientras que se atenúa con las buenas.

Notas

1. Sólo incluiremos cuatro en las estimaciones, para evitar problemas de multicolinealidad cuando estimamos la constante.
2. En la literatura, este vector debería contener todas las variables fundamentales. Pero dada la dificultad de introducir más variables observadas diariamente, hemos hecho el supuesto restrictivo de que los tipos de cambio diarios sólo se ven influidos por variaciones en los tipos de interés.
3. Utilizaremos un modelo espacio-estado particular basado en el propuesto por de Jong (1991).
4. Para una descripción muy detallada de este filtro consultar Harvey (1989) y Hamilton (1994). Para una visión más intuitiva es recomendable Meinhold y Singpurwalla (1983).
5. Ver Koopman et al. (1995).
6. Todos estos datos han sido proporcionados por el Servicio de Estudios del Banco de España.
7. A pesar de su poca robustez en este contexto, también calculamos los estadísticos de Dickey y Fuller (ampliado), y en ninguno de los casos se contradijo la hipótesis de raíz unitaria.
8. Los modelos en los que se asume una distribución t – *Student* se estiman por pseudo-máxima verosimilitud.

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. Bomhoff, E. J. y Korteweg, P. (1983): “Exchange rate variability and monetary policy under rational expectations: some Euro-American experience 1973-1979”, *Journal of Monetary Economics*, 11, pp. 169-206.

4. Campbell, J. Y. y Hentschel, L. (1992): “No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns”, *Journal of Financial Economics*, 31, pp. 281-318.
5. Engle, R. F. (1982): “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation”, *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.
6. Engle, R. F., Ito, T. y Lin, W. (1990): “Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market”, *Econometrica*, 58, pp. 525-542.
7. 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.
8. Frenkel, J. A. y Mussa, M. (1985): “Asset markets, exchange rates and the balance of payments”, en Jones, R.W. y Kenen, P. B. (eds.), *Handbook of International Economics*, 2, North-Holland, Amsterdam, pp. 679-747.
9. Hamilton, J. D. (1994): “State-space models”, en Engle, R. F. y McFadden, D. (eds.), *Handbook of Econometrics*, 3, Elsevier, Holanda, pp. 1689-1729.
10. Harvey, A.C. (1989): *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge.
11. Hsieh, D. A. (1988): “The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983”, *Journal of International Economics*, 24, pp. 129-145.
12. Hsieh, D. A. (1989): “Modeling heteroscedasticity ind daily foreign-exchange rates”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 307-317.
13. Kalman, R. E. (1960): “A new approach to linear filtering and prediction problems”, *Journal of Basic Engineering Transactions of the ASME*, Series D, 82, pp. 35-45.
14. Kalman, R. E. (1963): “New methods in Wiener filtering theory”, en Bogdanoff, J. L. y Kozin, F. (eds.), *Proceedings of the First Symposium of Engineering Applications of Random Function Theory and Probability*, 270-388, New York: John Wiley & Sons, Inc.
15. Koopman, S. J., Harvey, A. C., Doornik, J. A. y Shephard, N. (1995): *Stamp 5.0* (Manual), Chapman and Hall, Londres.

16. Meinhold, R. J. y Singpurwalla, N. D. (1983): "Understanding the Kalman Filter", *The American Statistician*, 37, 2, pp. 123-127.
17. Merton, R. (1980): "On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation", *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 326-361.
18. 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.
19. Neuberger, J. A. (1994): "Interest rate risk at US commercial banks", Working Paper, Federal Reserve Bank of San Francisco.
20. Pagan, A. R. (1984): "Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors", *International Economic Review*, 25, pp. 221-247.
21. Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

7 TABLAS

Nota: en todas las tablas, *a* indica significatividad al 1%, *b* al 5% y *c* al 10%.

Tabla 1	<i>Marco</i>					
	<i>KFAL2</i>	<i>KFAL4</i>	<i>KFAL5</i>	<i>KFAL6</i>	<i>KFAL7</i>	<i>KFAL8</i>
$\tilde{\mu}_T$	-1.8557 ^a	-1.8576 ^a	-1.8711 ^a	-1.8721 ^a	-1.8757 ^a	-1.8757 ^a
$\tilde{\beta}_T$	1.707×10^{-8}	-0.00389 ^a	*	0.00089	-0.00390 ^a	-0.00390 ^a
$\tilde{\nu}_T$	*	*	0.0510	0.0520	0.05573	0.05573
ρ_β	3.598×10^{-6}	*	*	0.0795	*	*
ρ_ν	*	*	0.2602	0.2575	0.27666	0.27666
σ_v^2	0.00151	0.00153	0.0000	2.751×10^{-6}	0.0000	0.0000
σ_η^2	0.00397	0.00411	0.00035	0.00301	0.00342	0.00342
σ_ζ^2	0.00020	0.0000	*	0.00045	*	0.0000
σ_ξ^2	*	*	0.00226	0.00230	0.00236	0.00236
<i>DW</i>	1.9619	1.9605	1.9856	1.9860	1.9865	1.987
R_1^2	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992
R_2^2	0.0374	0.0408	0.0420	0.0421	0.0461	0.0461
<i>AIC</i>	-4.9773	-4.9809	-4.9822	-4.9800	-4.9853	-4.9842
<i>SBIC</i>	-4.9652	-4.9688	-4.9701	-4.9619	-4.9702	-4.9661

Tabla 2	<i>Peseta</i>				
	<i>KFESP2</i>	<i>KFESP5</i>	<i>KFESP6</i>	<i>KFESP7</i>	<i>KFESP8</i>
$\tilde{\mu}_T$	-1.6700 ^a	-1.6700 ^a	-1.6701 ^a	-1.6700 ^a	-1.6700 ^a
$\tilde{\beta}_T$	0.00335	*	0.00384	-0.00556	-0.00556
$\tilde{\nu}_T$	*	0.0000	1.26×10^{-5}	0.0000	0.0000
ρ_β	0.01789	*	0.4808	*	*
ρ_ν	*	0.4604	0.6217	0.08709	0.01396
σ_v^2	1.30×10^{-6}	0.0000	5.87×10^{-6}	0.0000	0.0000
σ_η^2	0.00024	0.02029	0.01962	0.02027	0.02027
σ_ζ^2	0.02003	*	0.00050	*	0.0000
σ_ξ^2	*	0.0000	1.63×10^{-6}	0.0000	0.0000
<i>DW</i>	1.9985	1.9638	1.9940	1.9659	1.9659
R_1^2	0.99868	0.99868	0.99868	0.99868	0.99868
R_2^2	-0.00067	-0.00098	-0.00068	0.000438	0.000438
<i>AIC</i>	-3.8939	-3.8936	-3.8917	-3.8940	-3.8929
<i>SBIC</i>	-3.8819	-3.8816	-3.8736	-3.8789	-3.8748

Tabla 3	<i>Yen</i>					
	<i>KFJAP2</i>	<i>KFJAP4</i>	<i>KFJAP5</i>	<i>KFJAP6</i>	<i>KFJAP7</i>	<i>KFJAP8</i>
$\tilde{\mu}_T$	-4.8000 ^a	-4.8012 ^a	-4.7887 ^a	-4.7851 ^a	-4.7922 ^a	-4.7924 ^a
$\tilde{\beta}_T$	3.006×10^{-8}	-0.00346 ^b	*	0.00094	-0.00342 ^a	-0.003429 ^a
$\tilde{\nu}_T$	*	*	-0.00905	-0.00489	0.002244	0.00079
ρ_β	2.69×10^{-6}	*	*	0.1315	*	*
ρ_ν	*	*	0.5294	0.4503	0.4731	0.4755
σ_v^2	0.00253	0.05065	0.00184	0.0000	0.0000	0.00025
σ_η^2	0.00245	0.07218	0.00331	0.0000	0.00236	0.00234
σ_ζ^2	0.00281	0.0000	*	0.00190	*	0.0000
σ_ξ^2	*	*	0.00253	0.00590	0.00568	0.005375
<i>DW</i>	1.9034	1.9011	1.8711	1.9596	1.9526	1.9271
R_1^2	0.99821	0.99822	0.99825	0.99828	0.99829	0.99829
R_2^2	0.0410	0.0431	0.06317	0.07733	0.08121	0.08029
<i>AIC</i>	-4.6341	-4.6362	-4.6573	-4.6704	-4.6757	-4.6736
<i>SBIC</i>	-4.6220	-4.6242	-4.6453	-4.6523	-4.6606	-4.6555

Tabla 4

	$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$		$\varepsilon_t \sim t(0, h_t, \nu)$	
	GARCH(1,1)-M		GARCH(1,1)-M	
Marco	KFAL2	KFAL6	KFAL2	KFAL6
β_0	-0.0414	-0.0411	-0.0034	-0.0032
β_1	-0.0442 ^a	-0.0436 ^a	-0.0464 ^a	-0.0456 ^a
θ	0.1282	0.1276	0.0383	0.0377
γ_L	-0.0107	-0.0109	0.0004	0.0002
γ_M	0.0009	0.0008	-0.0017	-0.0017
γ_X	0.0302	0.0302	0.0097	0.0098
γ_J	0.0022	0.0021	0.0008	0.0007
γ_V	***	***	***	***
ϕ_0	***	***	***	***
ϕ_1	0.0465	0.0461	0.0460	0.0455
ϕ_2	-0.0539	-0.0436	-0.0672	-0.0673
ω'	0.1651 ^a	0.1654 ^a	0.0088 ^b	0.0088 ^b
δ_1	0.9014 ^a	0.9014 ^a	0.9130 ^a	0.9130 ^a
α_1	0.0627 ^a	0.0627 ^a	0.0631 ^a	0.0632 ^a
ν	***	***	11.4482 ^a	11.4654 ^a
ς_L	***	***	***	***
ς_M	-0.2497 ^a	-0.2504 ^a	***	***
ς_X	-0.2347 ^a	-0.2348 ^a	***	***
ς_J	-0.1085 ^b	-0.1089 ^b	***	***
ς_V	-0.1735 ^a	-0.1737 ^a	***	***
τ_1	0.1080 ^c	0.1078 ^c	***	***
τ_2	-0.0896	-0.0895	***	***

Tabla 5

	$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$		$\varepsilon_t \sim t(0, h_t, \nu)$	
	EGARCH(1,1)-M		EGARCH(1,1)-M	
Marco	KFAL2	KFAL6	KFAL2	KFAL6
β_0	-0.0417 ^b	-0.0406	-0.0033	0.0007
β_1	-0.0440 ^a	-0.0432 ^a	-0.0485 ^a	-0.0474 ^a
θ	0.1330 ^a	0.1322	0.0422	0.0398
γ_L	-0.0208	-0.0234	-0.0114	-0.0174
γ_M	-0.0131	-0.0128	-0.0130	-0.0170
γ_X	0.0340	0.0337	0.0130	0.0081
γ_J	-0.0035	-0.0029	-0.0042	-0.0071
γ_V	***	***	***	***
ϕ_0	***	***	***	***
ϕ_1	0.0485	0.0420	0.0566 ^c	***
ϕ_2	-0.0471	-0.0522	-0.0718	***
ω'	-0.0656 ^b	-0.0656	-0.0274 ^a	-0.0273 ^b
δ_1	0.9627 ^a	0.9627 ^a	0.9735 ^a	0.9734 ^a
α_1	-0.0195	-0.0193	-0.0235 ^c	-0.0226 ^c
α_1^*	0.1429 ^a	0.1432 ^a	0.1255 ^a	0.1246 ^a
ν	***	***	10.5024 ^a	10.5217 ^a
ς_L	0.4351	0.4352 ^b	***	***
ς_M	-0.2083	-0.2097	***	***
ς_X	-0.2423	-0.2422	***	***
ς_J	0.1363	0.1371	***	***
ς_V	***	***	***	***
τ_1	0.3086 ^b	0.3069 ^b	***	***
τ_2	-0.2235	-0.2207	***	***

Tabla 6

	$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$	$\varepsilon_t \sim t(0, h_t, \nu)$
	GARCH(1,1)-M	GARCH(1,1)-M
Peseta	KFESP6	KFESP6
β_0	-0.0437	-0.0258
β_1	-0.0407 ^c	-0.0479 ^b
θ	0.2556 ^b	0.1854
γ_L	-0.0580	-0.0337
γ_M	-0.0100	-0.0124
γ_X	-0.0011	-0.0108
γ_J	0.0036	0.0005
γ_V	***	***
ϕ_0	***	***
ϕ_1	0.0364	0.0329
ϕ_2	-0.0594	-0.0438
ω'	0.0934 ^a	0.0083 ^b
δ_1	0.8949 ^a	0.9013 ^a
α_1	0.0714 ^a	0.0718 ^a
ν	***	16.8888 ^a
ς_L	***	***
ς_M	-0.1455 ^a	***
ς_X	-0.1153 ^a	***
ς_J	-0.0715 ^c	***
ς_V	-0.0900 ^b	***
τ_1	0.0185	***
τ_2	***	***

Tabla 7	$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$	$\varepsilon_t \sim t(0, h_t, \nu)$
	EGARCH(1,1)-M	EGARCH(1,1)-M
Peseta	KFESP6	KFESP6
β_0	-0.0354	-0.0310
β_1	-0.0566 ^a	-0.0536 ^a
θ	0.1860	0.1641
γ_L	***	***
γ_M	***	***
γ_X	***	***
γ_J	***	***
γ_V	***	***
ϕ_0	***	***
ϕ_1	***	***
ϕ_2	***	***
ω'	-0.0396 ^a	-0.0387 ^a
δ_1	0.9658 ^a	0.9676 ^a
α_1	-0.0150	-0.0156
α_1^*	0.1279 ^a	0.1375 ^a
ν	***	15.9767 ^a
ς_L	***	***
ς_M	***	***
ς_X	***	***
ς_J	***	***
ς_V	***	***
τ_1	***	***
τ_2	***	***

Tabla 8	$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$		$\varepsilon_t \sim t(0, h_t, \nu)$	
	GARCH(1,2)-M		GARCH(1,2)-M	
Yen	KFJAP2	RRKFJAP5	KFJAP2	KFJAP5
β_0	0.0177	0.0178	0.0403	0.0405
β_1	-0.0368 ^b	-0.0366 ^b	-0.0388 ^b	-0.0383 ^b
θ	0.0045	0.0041	-0.0307	-0.0313
γ_L	0.0337	0.0338	0.0179	0.0180
γ_M	-0.0335	-0.0335	-0.0401	-0.0400
γ_X	0.0006	0.0005	-0.0101	-0.0102
γ_J	-0.0227	-0.0229	-0.0216	-0.0217
γ_V	***	***	***	***
ϕ_0	***	***	***	***
ϕ_1	0.0135	0.0140	-0.0153	-0.0153
ϕ_2	0.0488	0.0493	0.0588	0.0592
ω'	0.1373 ^a	0.1372	0.0030	0.0030
δ_1	0.9436 ^a	0.9436 ^a	0.9485 ^a	0.9485 ^a
α_1	0.1319 ^a	0.1322 ^a	0.1370 ^a	0.1370 ^a
α_2	-0.0893 ^a	-0.0895 ^a	-0.0921 ^a	-0.0920 ^a
ν	***	***	23.3242 ^a	23.2180 ^a
ς_L	-0.1720 ^a	-0.1717 ^b	***	***
ς_M	-0.1761 ^a	-0.1760 ^a	***	***
ς_X	-0.0890 ^c	-0.0885 ^c	***	***
ς_J	-0.2276 ^a	-0.2279 ^c	***	***
ς_V	***	***	***	***
τ_1	0.1435 ^b	0.1449 ^b	***	***
τ_2	-0.1230	-0.1243 ^c	***	***

Tabla 9	$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$		$\varepsilon_t \sim t(0, h_t, \nu)$	
	EGARCH(1,2)-M		EGARCH(1,2)-M	
Yen	KFJAP2	KFJAP5	KFJAP2	KFJAP5
β_0	0.0697	0.0293	0.0669	0.0386
β_1	-0.0375 ^b	-0.0384 ^b	-0.0372 ^b	-0.0368 ^a
θ	-0.0557	-0.0528	-0.0548	-0.0545
γ_L	***	0.0396	***	0.0283
γ_M	-0.0774 ^c	-0.0406	-0.0708 ^c	-0.0424
γ_X	-0.0185	0.0180	-0.0270	0.0017
γ_J	-0.0562	-0.0111	-0.0393	-0.0107
γ_V	-0.0375	***	-0.0282	***
ϕ_0	***	***	***	***
ϕ_1	***	***	***	***
ϕ_2	***	***	***	***
ω'	-0.0737	0.3076 ^a	-0.0126	-0.0126
δ_1	0.9843 ^a	0.9840 ^a	0.9848 ^a	0.9847 ^a
α_1	-0.1132 ^a	-0.1036 ^a	-0.1105 ^a	-0.1105 ^a
α_2	0.0931 ^a	0.0852 ^a	0.0922 ^a	0.0923 ^a
α_1^*	0.2414 ^a	0.1791 ^a	0.1872 ^a	0.1871 ^a
α_2^*	-0.1354 ^a	-0.0819 ^c	-0.0825 ^a	-0.0823
ν	***	***	21.9081 ^a	21.8179 ^a
ς_L	***	-0.3524 ^b	***	***
ς_M	-0.0944	-0.4502 ^a	***	***
ς_X	0.2153	-0.2014	***	***
ς_J	-0.2316	-0.5980 ^a	***	***
ς_V	0.3900 ^b	***	***	***
τ_1	0.4831 ^a	***	***	***
τ_2	-0.3907 ^a	***	***	***

Tabla 10

	Marco		Peseta	Yen	
	GARCH(1,1)-M		GARCH(1,1)-M	GARCH(1,2)-M	
	KFAL2	KFAL6	KFESP6	KFJAP2	KFJAP5
β_0	-0.0449	-0.0449	-0.0341	0.0098	0.0103
θ	0.1385	0.1328	0.2216 ^c	0.0200	0.0187
γ_L	-0.0167	-0.0167	-0.0406	0.0298	0.0305
γ_M	0.0028	0.0028	-0.0106	-0.0319	-0.0319
γ_X	0.0288	0.0289	-0.0133	-0.0021	-0.0023
γ_J	0.0026	0.0028	-0.0009	-0.0145	-0.0143
γ_V	***	***	***	***	***
ϕ_0	***	***	***	***	***
ϕ_1	0.0518	0.0519	***	0.0079	0.0083
ϕ_2	-0.0488	-0.0487	***	0.0560	0.0545
ω'	0.1776 ^a	0.1774 ^a	0.0093 ^a	0.1340 ^a	0.1400 ^a
δ_1	0.8985 ^a	0.8987 ^a	0.9017 ^a	0.9509 ^a	0.9521 ^a
α_1	0.0643 ^a	0.0642 ^a	0.0673 ^a	0.1179 ^a	0.1171 ^a
α_2	***	***	***	-0.0794 ^a	-0.0793 ^a
λ	-0.0054	-0.0047	-0.0021	-0.0024	-0.0008
ν	***	***	***	***	***
ς_L	***	***	***	-0.1704 ^b	-0.1811 ^b
ς_M	-0.2786 ^a	-0.2781 ^a	***	-0.1628 ^a	-0.1687 ^a
ς_X	-0.2302 ^a	-0.2305 ^a	***	-0.0972 ^b	-0.1037 ^b
ς_J	-0.1271 ^a	-0.1268 ^a	***	-0.2181 ^a	-0.2266 ^a
ς_V	-0.1896 ^a	-0.1893 ^a	***	***	***
τ_1	0.1041 ^c	0.1039 ^c	***	***	***
τ_2	-0.0878	-0.0875	***	***	***

Tabla 11

	Marco		Peseta	Yen	
	EGARCH(1,1)-M		EGARCH(1,1)-M	EGARCH(1,2)-M	
	KFAL2	KFAL6	KFESP6	KFJAP2	KFJAP5
β_0	-0.0289	-0.0207	-0.0290	0.0102	0.0107
θ	0.1251	0.0868	0.1987	0.0023	0.0001
γ_L	-0.0252	***	-0.0575	***	***
γ_M	-0.0204	***	-0.0048	***	***
γ_X	0.0184	***	-0.0016	***	***
γ_J	-0.0073	***	0.0091	***	***
γ_V	***	***	***	***	***
ϕ_0	***	***	***	***	***
ϕ_1	***	***	***	***	***
ϕ_2	***	***	***	***	***
ω'	-0.0129	-0.0132	0.0362	-0.0266	-0.0243
δ_1	0.9658 ^a	0.9660 ^a	0.9646 ^a	0.9829 ^a	0.9847 ^a
α_1	-0.0156	-0.0160	-0.0150	-0.1036 ^a	-0.1047 ^a
α_2	***	***	***	0.0850 ^a	0.0862 ^a
α_1^*	0.1282 ^a	0.1275 ^a	0.1290 ^a	0.1692 ^a	0.1662 ^a
α_2^*	***	***	***	-0.0763	-0.0773
λ	-0.0160	-0.0150	-0.0007	-0.0161	-0.0077
ς_L	0.3921 ^b	0.3913 ^b	0.1681	***	***
ς_M	-0.2551 ^c	-0.2552 ^c	-0.2919 ^b	-0.1178	-0.1163
ς_X	-0.2756 ^b	-0.2682 ^b	-0.1708	0.1112 ^c	0.1102 ^c
ς_J	0.0360	0.0321	-0.0936	-0.2486 ^c	-0.2521 ^c
ς_V	***	***	***	0.3187 ^c	0.3184 ^c
τ_1	***	***	***	***	***
τ_2	***	***	***	***	***