

ESTIMACIÓN DE LA VOLATILIDAD CONDICIONAL EN EL MERCADO DE DIVISAS CON MODELOS DE LA FAMILIA GARCH

Aragónés González, J.R.

Universidad Complutense de Madrid

Blanco Viñas, C.

Financial Engineering Associates, Inc.

RESUMEN

Este trabajo examina las propiedades estadísticas de las primeras diferencias logarítmicas de los tipos de cambio diarios PTA/DEM, PTA/USD y DEM/USD para el período 1989-1995 y dos subperíodos. Se estiman diversas variedades de modelos de la familia GARCH y, en general, se encuentran efectos ARCH y GARCH en la varianza condicional de forma clara. También se puede observar, ante alteraciones inesperadas de la peseta, la existencia de efectos tamaño y asimetría sobre la volatilidad condicional, tanto con el dólar como con el marco. Por el contrario, en ningún caso se pudo encontrar la existencia de una prima de riesgo en el modelo GARCH en media.

PALABRAS CLAVE: Volatilidad condicional. Modelos ARCH y GARCH. Tipos de cambio.

INTRODUCCIÓN

Desde el abandono generalizado del sistema de Bretton Woods, los mercados financieros, especialmente el de divisas, han visto aumentada su variabilidad con respecto a las décadas anteriores.

En los últimos años, la literatura financiera ha prestado especial atención al estudio de la evolución de la volatilidad y, en consecuencia, se han desarrollado modelos en los que se analiza la volatilidad de un mercado o activo financiero a través de la varianza condicional de su componente no esperado o residuo derivado de la modelización de las series de rentabilidades históricas.

Como se puede observar en los gráficos 1 a 4, la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo (SME) no supuso un descenso significativo de su volatilidad. Durante los meses de crisis de 1992-1993 la variabilidad de las dos monedas del Sistema aumentó de forma importante para, posteriormente, volver a niveles similares a los de la época previa de estabilidad. En cualquier caso, se puede comprobar que la volatilidad entre las monedas del SME, en general, a lo largo del período analizado, ha tendido a ser inferior que respecto del dólar.

A través de numerosos estudios empíricos, cabe advertir que la volatilidad presenta dos características que facilitan modelizar su evolución en el tiempo:

- **REVERSIÓN a la media.** La volatilidad de los activos negociados en los mercados financieros suele tener una media a largo plazo, es decir, aunque en períodos cortos de tiempo se puedan presentar volatilidades cambiantes para el mismo activo, si se analiza la

muestra para un período suficientemente largo de tiempo, se observa cómo la volatilidad tiende a revertir a su media histórica.

- **AUTOCORRELACIÓN.** Cuando la volatilidad sufre alteraciones pronunciadas debido a fuertes caídas o alzas en el tipo de cambio, normalmente se mantiene en esos niveles durante un período de tiempo para volver gradualmente a sus niveles medios. Podemos hablar de un componente de memoria en la volatilidad, porque la volatilidad futura está claramente condicionada por la volatilidad presente y pasada. Natenberg¹ hace una analogía de esta característica de la volatilidad con las predicciones meteorológicas, ya que si a alguien le preguntan cuál va a ser la temperatura dentro de una semana, lo más normal es que base su predicción en la temperatura existente en el momento de la predicción y no únicamente en la temperatura media durante el año.

Los modelos de la familia GARCH nos ayudan a incorporar al análisis de la volatilidad las características observadas en el análisis empírico, es decir, autocorrelación y reversión a la media histórica.

DESARROLLO TEÓRICO DE LOS PROCESOS ARCH Y GARCH

Muchas series económicas y financieras se caracterizan por tener períodos de relativa tranquilidad seguidos por otros de alta volatilidad. Debido a ello, la hipótesis de varianza constante de muchas series al analizarlas se ajusta poco a la realidad. La familia de modelos ARCH y GARCH pretenden resolver este problema, y constituyen un intento de conseguir predictores de esa volatilidad utilizando información condicional, en este caso información sobre la estructura del término de error, que permita llevar a cabo una estimación de la volatilidad de los rendimientos del activo en cuestión durante períodos más cortos.

A continuación, expondremos, brevemente, los modelos analizados en la parte empírica de este artículo.

El modelo ARCH (heteroscedasticidad condicional autorregresiva). Engle² fue el primer autor en modelizar simultáneamente la media y la varianza de una serie histórica, analizando el índice de precios del Reino Unido.

En general, los modelos ARCH se aplican a los términos de error de una regresión, una autorregresión o un modelo de media móvil. Es importante puntualizar antes de continuar, que los modelos ARCH y GARCH se basan en el cuadrado de los términos de error del modelo de regresión, independientemente de cual sea el modelo utilizado.

A pesar del complicado nombre de estos modelos, la idea es muy sencilla. Por un lado se reconoce que la varianza es heteroscedástica, es decir, no es constante. El término “condicional” se refiere a que vamos a utilizar información adicional a la hora de estimar la varianza, en contraste con la varianza incondicional de la muestra, que es una constante. El último término “autorregresiva” pretende tener en cuenta las propiedades observadas en el análisis empírico, ya que la varianza del período puede ser explicada parcialmente por la varianza del período anterior.

Bollerslev³ extiende el modelo original de Engle y desarrolla un modelo que permite a la varianza condicional ser un proceso ARMA (p,q), en vez del proceso de media móvil desarrollado por Engle; de ahí el término “generalizado” de los modelos GARCH.

Si partimos del modelo de regresión simple,

$$r_{j,t} = \mu + e_t, \text{ donde}$$

$$e_t | e_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

El proceso del término de error especificado por Bollerslev es el siguiente,

$$e_t = v_t \sqrt{\sigma_t^2}$$

donde v_t es ruido blanco e independiente de e_{t-i}

La varianza depende no sólo de los términos de error al cuadrado en períodos anteriores, sino también de las varianzas previas, esto es:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q e_{t-q}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 + \delta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \delta_p \sigma_{t-p}^2$$

Los parámetros autorregresivos y de media móvil de la varianza condicional pueden ser estimados siguiendo la metodología ARIMA de Box-Jenkins, utilizando la serie de residuos cuadrados.⁴

Modelos ARCH y GARCH en media (ARCH-M y GARCH-M). Engle, Lillien y Robins⁵ desarrollan una extensión del modelo ARCH desarrollado por Engle, que introduce en el análisis la posibilidad de que la media de una serie temporal dependa de su propia varianza condicional.

Los modelos ARCH-M y GARCH-M se utilizan especialmente en mercados financieros y permiten estimar la presencia de una prima de riesgo demandada por agentes que manifiestan aversión al riesgo.

Si suponemos que el riesgo de un activo se puede medir por la incertidumbre en torno a sus rendimientos futuros, la varianza condicional de ese activo puede ser un indicador de esa incertidumbre. Si los agentes son aversos al riesgo, demandarán una prima de riesgo por invertir en activos con mayor incertidumbre respecto a sus valores futuros.

$$Y_t = \mu_t + e_t$$

Siendo:

Y_t : rendimiento realizado del activo en exceso del tipo de interés libre de riesgo

μ_t : la prima de riesgo que los agentes demandan por invertir en dicho activo en vez del activo libre de riesgo

e_t : una perturbación aleatoria ruido blanco, es decir, de media cero y varianza uno.

Como la perturbación aleatoria es impredecible por definición, el rendimiento esperado del activo en exceso del tipo de interés libre de riesgo es igual a la prima de riesgo demandada por los inversores.

Engle, Lillien y Robins asumen que la prima de riesgo es una función lineal de la varianza condicional de e_t , es decir, cuanto mayor sea la incertidumbre en torno a los rendimientos futuros, mayor será la prima de riesgo. Dicha relación no ha de ser necesariamente lineal, pero para no complicar en exceso el análisis vamos a suponer que lo es.

$$r_{i,t} = \mu + \beta_1 \sigma_t + e_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2$$

$$\mu_t = \beta + \delta \sigma_t, \text{ donde } \delta > 0$$

y σ_t^2 representa la desviación estándar condicional (también se podría introducir la varianza condicional), que puede venir definida a través de un modelo ARCH o GARCH. En el caso del modelo ARCH(p), la varianza condicional vendría definida por la expresión:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2$$

Siendo p el número de retardos óptimo.

Podemos ver cómo si la varianza condicional fuera constante, la prima de riesgo también sería constante e igual a $\mu_t = \beta + \delta \sqrt{\alpha_0}$

GARCH exponencial (EGARCH). Este modelo, introducido por Nelson⁶, es muy parecido en su desarrollo al modelo GARCH pero incorpora una serie de parámetros que permiten estimar efectos de asimetría y de tamaño en los residuos. Una ligera variación de este modelo y que permite ser estimado con mayor facilidad es la siguiente:

$$\log(\sigma_t^2) = w + \alpha \left| \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2)$$

El modelo E-GARCH permite que el componente inesperado o residuo, tenga distinto impacto en la varianza condicional dependiendo de su signo. Por ejemplo, una depreciación del tipo de cambio puede introducir un mayor nerviosismo en el mercado que se traduce en una

mayor volatilidad en el período subsiguiente mientras que una subida de las cotizaciones puede tener un efecto menos desestabilizador.

El coeficiente γ mide la sensibilidad de la varianza condicional de impactos de distinto signo. Este hecho es conocido como el efecto asimetría.

Por otra parte, también permite que residuos de mayor magnitud, positivos o negativos, tengan un mayor peso en la varianza condicional. Esto se debe a que el impacto de los residuos al cuadrado del período anterior es ahora exponencial en vez de cuadrático. Cuando se producen movimientos extremos en el tipo de cambio, suelen entrañar una mayor volatilidad en el período posterior mientras los participantes del mercado ajustan sus posiciones.

El coeficiente α mide esta posibilidad y si es estadísticamente distinto de cero podremos hablar de la existencia de un efecto tamaño en el activo analizado.

ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS GARCH, EGARCH Y GARCH-M

Los tipos de cambio analizados son la peseta con respecto al marco alemán y el dólar de Estados Unidos, como monedas de referencia dentro y fuera del SME respectivamente, y el comportamiento entre estas dos.

Los tipos de cambio de la peseta y del marco utilizados en este estudio vienen medidos en unidades de moneda nacional por cada unidad de moneda extranjera, esto es: pesetas por marco o dólar y marcos por dólar. De tal manera que un aumento del tipo de cambio supone una depreciación de la peseta respecto del marco o del dólar y, del mismo modo, una depreciación del marco con relación al dólar.

Las series analizadas representan cotizaciones diarias al cierre desde el seis de junio de 1989 hasta el seis de marzo de 1995, con un total de 1500 observaciones. Este periodo incluye desde los días previos a la entrada de la peseta en el SME hasta la última devaluación de nuestra moneda. A su vez, la muestra se divide en dos subperíodos: el primero incluye hasta el final de la crisis del Sistema, con la ampliación de la bandas, y, el segundo el período de bandas anchas, hasta el citado realineamiento.

Los rendimientos, capitalizados de forma continua, de cada una de las monedas, se obtienen a través de las primeras diferencias logarítmicas de los tipos de cambio y, como sucede en otros estudios, no presentan problemas de estacionariedad.

Entre todos los modelos que se han derivado a partir del original de Engle, de cara a la modelización y previsión de la volatilidad, la mayoría de los autores han concluido que el GARCH (1,1) es un modelo óptimo para una gran variedad de series financieras, con la ventaja de su reducido número de parámetros a estimar.⁷

Por ello, para el análisis empírico de la volatilidad del tipo de cambio se ha decidido utilizar los modelos GARCH (1,1), E-GARCH (1,1) y GARCH-M (1,1) con el fin de conseguir mayor uniformidad en el análisis de la volatilidad de los distintos mercados.

Partimos de la hipótesis, ampliamente aceptada, de que el tipo de cambio sigue un paseo aleatorio, pero en vez de considerar la varianza de los residuos como una constante, se va a modelizar la varianza condicional de los residuos, es decir, permitiendo que varíe a lo largo del análisis

$$r_{j,t} = \mu + e_t, \text{ donde } e_t / e_{t-1} \approx N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Donde:

$r_{j,t}$ es la rentabilidad continua del tipo de cambio nominal, esto es:

$r_{j,t} = \text{Ln}(TC_t) - \text{Ln}(TC_{t-1})$, donde Ln es el logaritmo neperiano y TC_t el tipo de cambio en el período t.

La varianza condicional, como se puede comprobar depende de tres factores:

α_0 , una constante.

α_1 , representa la sensibilidad de la varianza condicional en relación a los residuos (o componente no esperado de la rentabilidad del activo) del período anterior al cuadrado. El tamaño del coeficiente va a determinar la forma del gráfico de la varianza condicional, ya que si éste es alto, la serie va a tener fuertes subidas y bajadas como respuesta de la reacción de la varianza condicional a cambios fuertes en el componente no esperado.

δ_1 , representa la sensibilidad de la varianza condicional a la varianza condicional calculada en el período anterior. Es el coeficiente de autorregresión de la varianza condicional y nos va a dar una señal de la persistencia de la serie.

En resumen, al calcular la varianza condicional de los residuos del modelo, estamos teniendo en cuenta tres componentes; una constante, el impacto de lo sucedido en el momento anterior y la estimación de la volatilidad ese período.

La estimación de los modelos se lleva a cabo con el paquete econométrico E-views. El método utilizado para estimar los parámetros es el de máxima verosimilitud, método comúnmente aplicado en la literatura financiera para estimar estos modelos. El modelo ha de estimarse a través de un proceso iterativo que maximice la función de máxima verosimilitud. Se utiliza el algoritmo de Marquardt que suele ser bastante efectivo a la hora de resolver el problema de que la varianza no es lineal en la función de verosimilitud.⁸

RESULTADOS EMPÍRICOS

De los primeros resultados, en la tabla 1, podemos observar claramente la existencia de efectos ARCH y GARCH en la varianza condicional para el período global y el primer período,

en todos los casos. El componente ARCH deja de ser significativo para los tipos cruzados del dólar en el segundo subperíodo. Desde que se ampliaron las bandas del Sistema se puede comprobar cómo el grado de persistencia, medido por el coeficiente autorregresivo, se reduce notablemente, para el tipo de cambio PTA/USD, y desaparece para el DEM/USD. Únicamente en el caso de las dos monedas del SME no sólo no se reduce, sino que aumenta de forma importante, aproximándose a uno.

En el modelo E-GARH (tabla 2) para el caso de la PTA/DEM los coeficientes γ son mayores que cero y significativos en cada uno de los tres períodos. Este resultado descubre la existencia de un efecto asimétrico; el mercado percibe mayor riesgo cuando la peseta se deprecia con respecto al marco que si se produce una revalorización de nuestra moneda.

Ahora bien, desde la ampliación de las bandas el coeficiente γ se hace negativo para las dos monedas europeas frente al dólar, sugiriendo que el mercado considera más desestabilizador una depreciación de la divisa americana que su revalorización.

Los coeficientes α de la peseta, positivos y significativos en todos los casos, confirman la hipótesis de que fuertes movimientos inesperados en las cotizaciones de esta moneda tienen un impacto exponencial en la varianza condicional.

Sin embargo, en el modelo GARCH-M (tabla 3) en ninguno de los casos el coeficiente β resulta significativo, de modo que podríamos descartar la existencia de efectos GARCH en media. Los agentes no exigen una prima de riesgo como consecuencia de la mayor o menor volatilidad del período.

CONCLUSIONES

En el trabajo se examinan las propiedades estadísticas de las primeras diferencias logarítmicas de los tipos de cambio diarios PTA/DEM, PTA/USD y DEM/USD para el período 1989-1995 y dos subperíodos.

Las tres series se han modelizado con éxito utilizando especificaciones GARCH. Así, se puede observar claramente la existencia de efectos ARCH y GARCH en la varianza condicional para el período global y el primer subperíodo, en todos los casos. El componente ARCH deja de ser significativo para los tipos cruzados del dólar en el segundo subperíodo.

Desde que se ampliaron las bandas del Sistema se puede comprobar cómo el grado de persistencia, medido por el coeficiente autorregresivo del GARCH(1,1), se reduce drásticamente, para la PTA/USD, y desaparece para el DEM/USD. Únicamente en el caso de las dos monedas del SME no sólo no se reduce, sino que aumenta de forma importante, aproximándose a uno.

También se puede observar, ante alteraciones inesperadas de la peseta, la existencia de efectos tamaño. En este sentido, los coeficientes α de la peseta, positivos y significativos en todos los casos, confirman la hipótesis de que fuertes movimientos inesperados en las cotizaciones de esta moneda tienen un impacto exponencial en la varianza condicional

En el caso de la PTA/DEM los coeficientes γ son mayores que cero y significativos en cada uno de los tres períodos. Este resultado descubre la existencia de un efecto asimétrico; el mercado percibe mayor riesgo cuando la peseta se deprecia con respecto al marco que si se produce una revalorización de nuestra moneda.

Ahora bien, desde la ampliación de las bandas se puede comprobar la existencia de efectos asimétricos negativos de las variaciones inesperadas de los tipos de cambio sobre las alteraciones de la volatilidad futura para las dos monedas europeas frente al dólar, sugiriendo que el mercado considera más desestabilizador una depreciación de la divisa americana que su revalorización.

Finalmente, el término GARCH en media no resultó significativo en ninguno de los casos. Por lo tanto, podemos rechazar la hipótesis de la existencia de una prima de riesgo en las monedas analizadas.

NOTAS

- (1) Natenberg S. (1994): *Option Volatility and Pricing: Advanced Trading Strategies and Techniques*. Probus, Chicago.
- (2) Engle R. F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation", *Econometrica*, vol. 50, No. 4, julio.
- (3) Bollerslev, T., (1986): "Generalized Autoregressive Condicional Heteroskedasticity"; *Journal of Econometrics* 31, págs. 307-327.
- (4) Hay otra serie de test econométricos para estimar el número óptimo de retardos. Los interesados pueden referirse a Novales, A.; Gracia-Diez, M. (1993): "Guía para la estimación de modelos ARCH". *Estadística Española*. Vol.35, Nº 132, págs. 5-38.
- (5) Engle R., Lilien, D. y Robins, R. (1987): "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model.". *Econometrica*, Nº 55, vol.2, págs. 391-407.
- (6) Nelson, D.B.(1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new Approach" *Econometrica*, nº 59, págs. 347-370
- (7) Véase, por ejemplo:
Bollerslev, T. (1986): "Generalized Autoregressive Condicional Heteroskedasticity"; *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.
Engle, R.F. y Rothschild, M. -eds.- (1992): "ARCH Models in Finance" *Journal of Econometrics*. Nº 52.
Alexander, C. (1996): "Volatility and Correlation Forecasting", *Handbook of Risk Management and Analysis*, John Wiley & Sons.
- (8) Manual de instrucciones de E-Views (1996). QMS, Irvine (Ca.)

BIBLIOGRAFÍA

- BAILLIE, R.T. Y BOLLERSLEV, T. (1989): "The message in daily exchange rates: A conditional-variance tale". Journal of Business and Economic Statistics, 7, pags. 297- 305
- DIEBOLD, F.X. (1988): Empirical modelling of Exchange Rate dynamics, Springer-Verlag, Nueva York
- MCKENZIE, M. (1997): "ARCH modelling of Australian bilateral exchange rate data", Applied Financial Economics, nº7, pags. 147-164

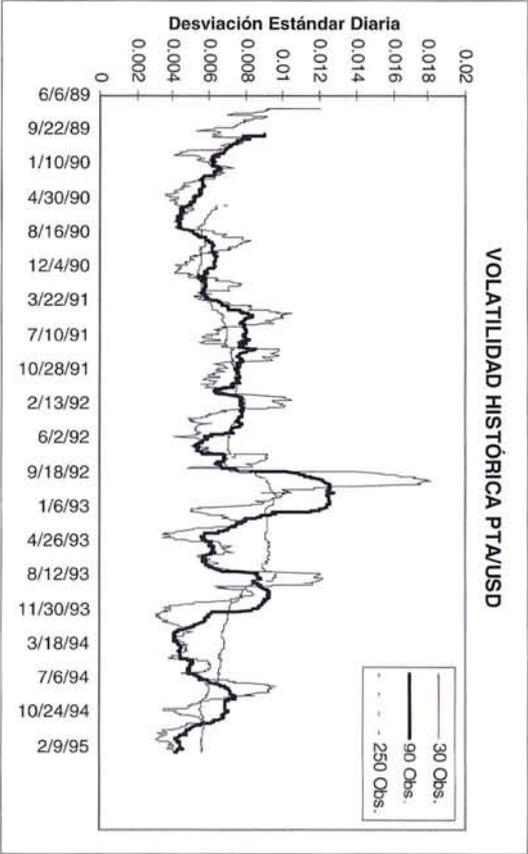


GRAFICO 2

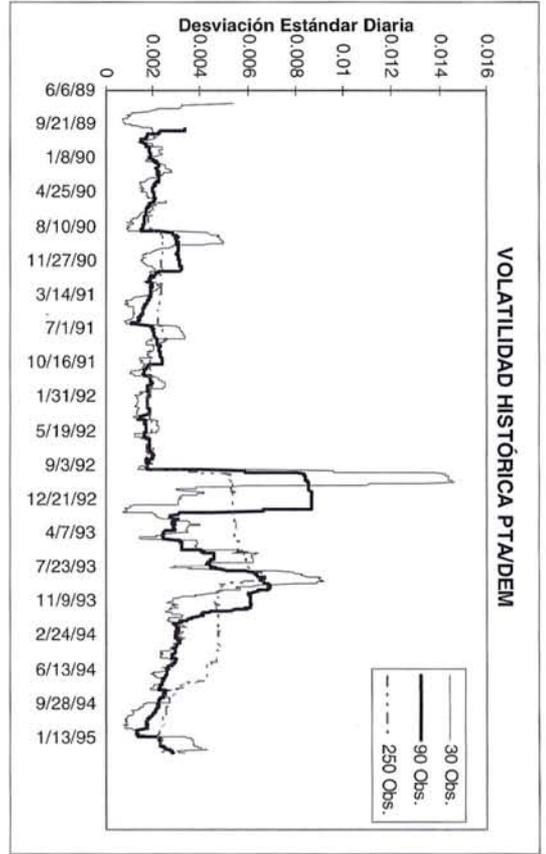


GRAFICO 3



GRAFICO 4

Volatilidad Histórica móvil de 50 observaciones con muestras . Desviación estándar de la serie de volatilidad histórica cada 10 Observaciones.

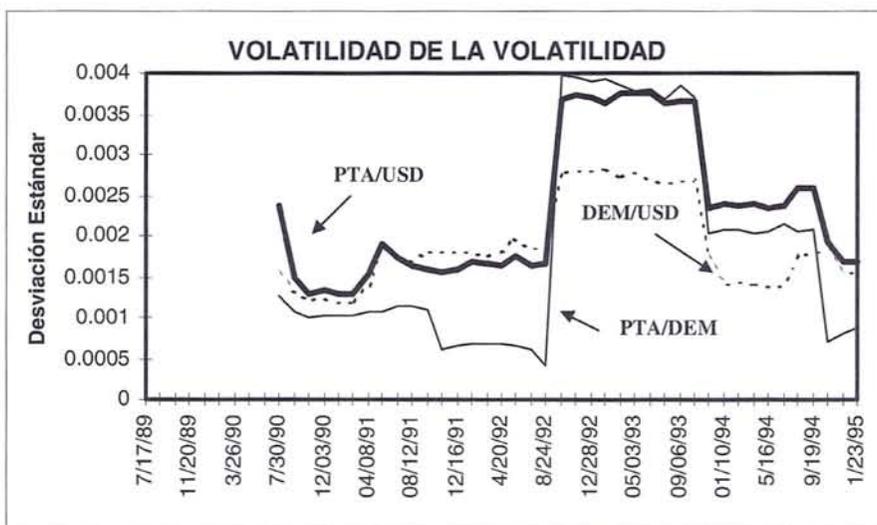


TABLA 1

GARCH(1,1)

$$r_{j,t} = \mu + e_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2$$

1989-95	μ	α_0	α_1	δ_1	\bar{R}^2
PTA/USD	0.000	0.000**	0.083**	0.873**	-0.002
	0.000	0.000	0.009	0.016	
	(-0.46)	(4.54)	(9.03)	(54.51)	
PTA/DEM	0.000	0.000**	0.379**	0.587**	-0.006
	0.000	0.000	0.011	0.010	
	(-0.34)	(25.33)	(33.47)	(57.42)	
DEM/USD	0.000	0.000**	0.047**	0.917**	-0.002
	0.000	0.000	0.008	0.016	
	(-1.12)	(3.38)	(5.80)	(55.81)	

1989-93	μ	α_0	α_1	δ_1	\bar{R}^2
PTA/USD	0.000	0.000**	0.086**	0.853**	-0.004
	0.000	0.000	0.013	0.026	
	(-0.41)	(3.56)	(6.89)	(32.72)	
PTA/DEM	0.000	0.000**	0.428**	0.547**	-0.009
	0.000	0.000	0.014	0.011	
	(-0.95)	(26.68)	(31.19)	(49.77)	
DEM/USD	0.000	0.000*	0.045**	0.905**	-0.003
	0.000	0.000	0.010	0.027	
	(-0.49)	(2.49)	(4.41)	(32.92)	

1993-95	μ	α_0	α_1	δ_1	\bar{R}^2
PTA/USD	0.000	0.000	0.150	0.600*	-0.007
	0.001	0.000	0.145	0.231	
	(-0.27)	(0.46)	(1.03)	(2.60)	
PTA/DEM	0.000	0.000**	0.088**	0.833**	-0.007
	0.000	0.000	0.028	0.037	
	(1.47)	(4.38)	(3.09)	(22.45)	
DEM/USD	0.000	0.000	0.150	0.600	-0.007
	0.001	0.000	0.144	0.425	
	(-0.71)	(0.37)	(1.04)	(1.41)	

En la primera línea aparece el valor de los distintos coeficientes. En la segunda la desviación estándar. En la tercera, entre paréntesis, el estadístico t de Student. * refleja que el coeficiente es significativo para un intervalo de confianza del 95% y ** para un 99%.

TABLA 2

E-GARCH (1,1)

$$r_{j,t} = \mu + e_t$$

$$\log(\sigma_t^2) = w + \alpha \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma \frac{e_{t-1}^2}{\sigma_{t-1}^2} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2)$$

1989-95	μ	w	α	γ	β	\bar{R}^2
PTA/USD	0.000	-0.724**	0.178**	0.031*	0.941**	-0.003
	0.000	0.125	0.018	0.013	0.012	
	(-0.38)	(-5.78)	(9.63)	(2.47)	(79.75)	
PTA/DEM	0.000	-10.424**	0.539**	0.134**	0.141**	-0.003
	0.000	0.118	0.018	0.012	0.011	
	(1.82)	(-88.56)	(30.08)	(11.35)	(13.36)	
DEM/USD	0.000	-11.604**	0.190**	0.057*	-0.157	-0.003
	0.000	1.154	0.038	0.029	0.116	
	(-0.76)	(-10.06)	(5.01)	(1.99)	(-1.35)	

1989-93	μ	w	α	γ	β	\bar{R}^2
PTA/USD	0.000	-1.000**	0.159**	0.082**	0.911**	-0.004
	0.000	0.198	0.021	0.017	0.019	
	(0.31)	(-5.05)	(7.45)	(4.88)	(47.49)	
PTA/DEM	0.000	-13.981**	0.456**	0.025**	-0.172**	-0.011
	0.000	0.164	0.012	0.007	0.015	
	(-0.91)	(-85.11)	(37.84)	(3.75)	(-11.53)	
DEM/USD	0.000	-15.101**	0.158**	0.048	-0.530**	-0.004
	0.000	1.106	0.047	0.026	0.113	
	(-0.29)	(-13.65)	(3.35)	(1.86)	(-4.68)	

1993-95	μ	w	α	γ	β	\bar{R}^2
PTA/USD	0.000	-0.617**	0.057*	-0.098**	0.946**	-0.010
	0.000	0.144	0.028	0.026	0.013	
	(-0.26)	(-4.27)	(2.01)	(-3.75)	(72.43)	
PTA/DEM	0.000	-0.469**	0.112**	0.117**	0.967**	-0.010
	0.000	0.105	0.033	0.016	0.008	
	(2.12)	(-4.47)	(3.37)	(7.32)	(125.55)	
DEM/USD	0.000	-0.320**	0.014	-0.132**	0.970**	-0.010
	0.000	0.088	0.020	0.025	0.008	
	(-1.66)	(-3.64)	(0.71)	(-5.35)	(119.61)	

En la primera línea aparece el valor de los distintos coeficientes. En la segunda la desviación estándar. En la tercera, entre paréntesis, el estadístico t de Student. * refleja que el coeficiente es significativo para un intervalo de confianza del 95% y ** para un 99%.

TABLA 3

GARCH-M (1,1)

$$r_{j,t} = \mu + \beta_1 \sigma_t + e_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2$$

1989-95	β_1	μ	α_0	α_1	δ_1	\bar{R}^2
PTA/USD	0.149	-0.001	0.000**	0.103**	0.829**	-0.001
	0.122	0.001	0.000	0.011	0.020	
	(1.22)	(-1.35)	(5.40)	(9.09)	(41.26)	
PTA/DEM	-0.018	0.000	0.000**	0.376**	0.603**	-0.009
	0.068	0.000	0.000	0.011	0.010	
	(-0.26)	(0.13)	(24.55)	(33.06)	(60.16)	
DEM/USD	0.250	-0.002	0.000**	0.049**	0.918**	-0.001
	0.170	0.001	0.000	0.009	0.017	
	(1.47)	(-1.62)	(3.09)	(5.66)	(54.77)	

1989-93	β_1	μ	α_0	α_1	δ_1	\bar{R}^2
PTA/USD	0.298	-0.002	0.000**	0.094**	0.841**	-0.002
	0.167	0.001	0.000	0.013	0.026	
	(1.78)	(-1.91)	(4.04)	(7.31)	(32.92)	
PTA/DEM	-0.036	0.000	0.000**	0.430**	0.564**	-0.019
	0.075	0.000	0.000	0.014	0.011	
	(-0.48)	(0.09)	(25.84)	(29.95)	(52.66)	
DEM/USD	0.293	-0.002	0.000*	0.050**	0.903**	-0.004
	0.236	0.002	0.000	0.011	0.029	
	(1.24)	(-1.29)	(2.33)	(4.37)	(31.58)	

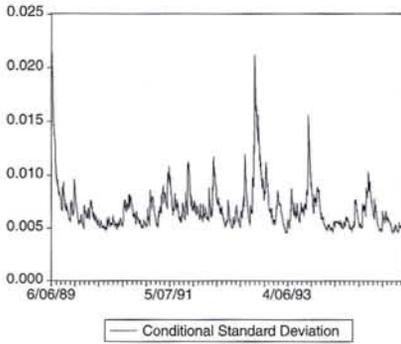
1993-95	β_1	μ	α_0	α_1	δ_1	\bar{R}^2
PTA/USD	-0.419	0.002	0.000*	0.103**	0.780**	-0.011
	0.263	0.001	0.000	0.027	0.054	
	(-1.59)	(1.44)	(2.44)	(3.77)	(14.54)	
PTA/DEM	-0.148	0.001	0.000*	0.183*	0.751	-0.005
	0.177	0.001	0.000	0.047	0.053	
	(-0.84)	(1.17)	(4.00)	(3.85)	(14.11)	
DEM/USD	0.422	-0.003	0.000	0.068*	0.755**	-0.010
	0.509	0.003	0.000	0.033	0.123	
	(0.83)	(-0.94)	(1.71)	(2.02)	(6.15)	

En la primera línea aparece el valor de los distintos coeficientes. En la segunda la desviación estándar. En la tercera, entre paréntesis, el estadístico t de Student. * refleja que el coeficiente es significativo para un intervalo de confianza del 95% y ** para un 99%.

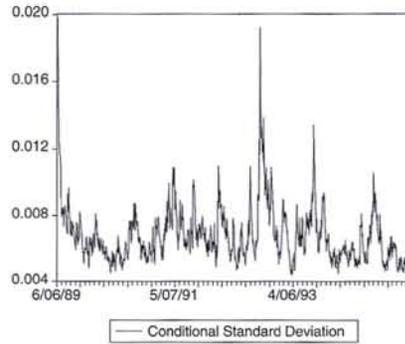
APENDICE

Representación gráfica de los modelos analizados.

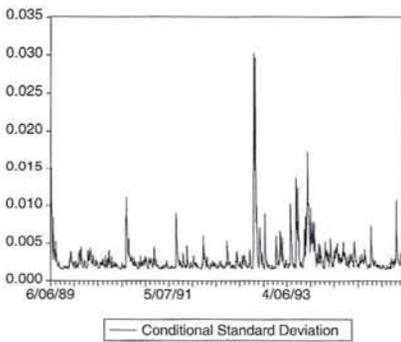
GARCH (1,1) PTA/USD 1989-95



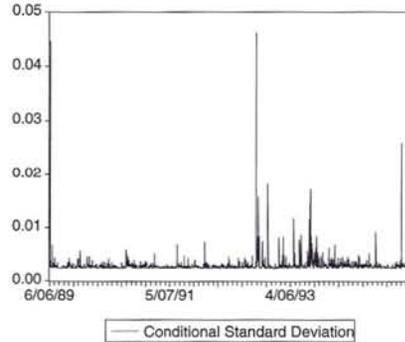
E-GARCH (1,1) PTA/USD 1989-95



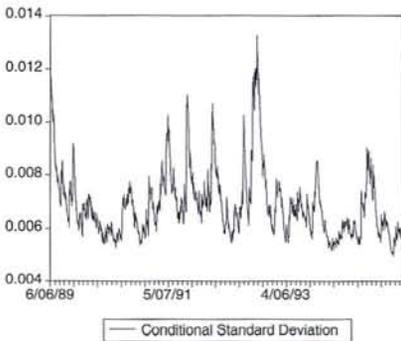
GARCH (1,1) PTA/DEM 1989-95



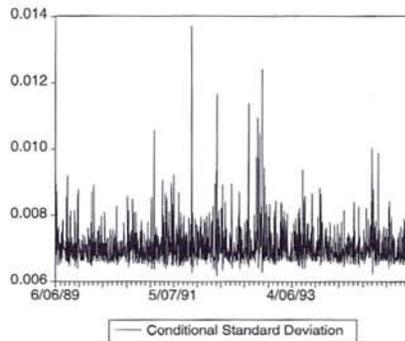
EGARCH (1,1) PTA/DEM 1989-95



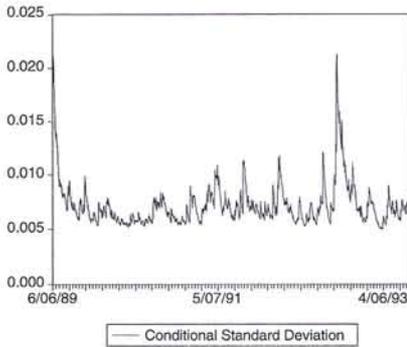
GARCH (1,1) DEM/USD 1989-95



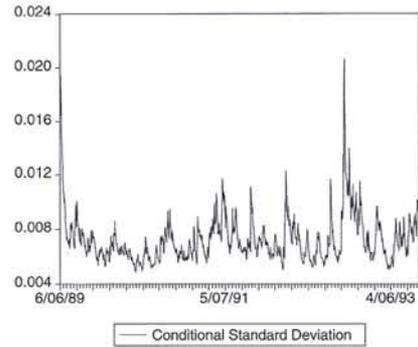
EGARCH 11 DEM/USD 1989-95



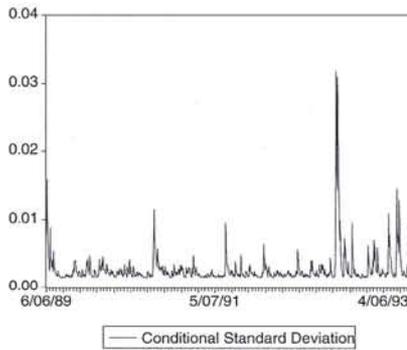
GARCH (1,1) PTA/USD 1989-93



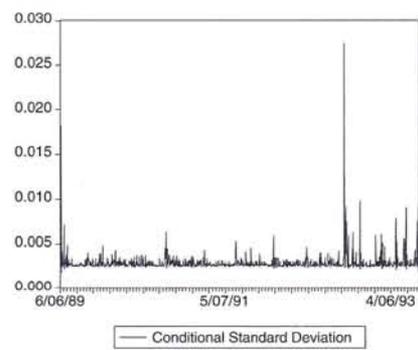
E-GARCH (1,1) PTA/USD 1989-93



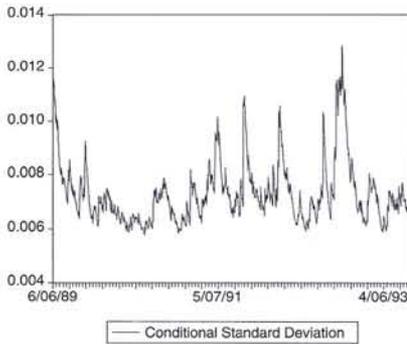
GARCH (1,1) PTA/DEM 1989-93



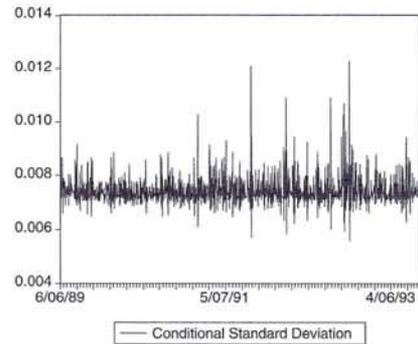
E-GARCH (1,1) PTA/DEM 1989-93



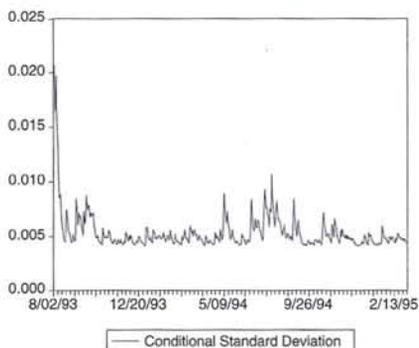
GARCH (1,1) DEM/USD 1989-93



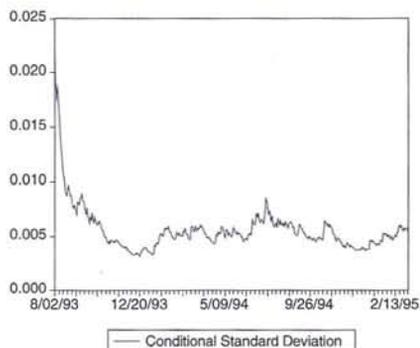
E-GARCH (1,1) DEM/USD 1989-93



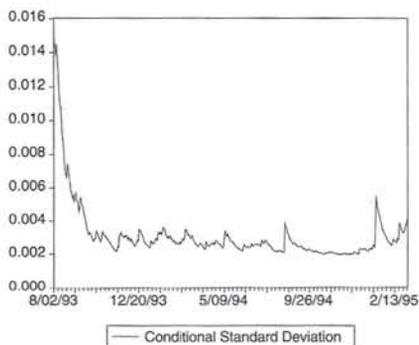
GARCH (1,1) PTA/USD 1993-95



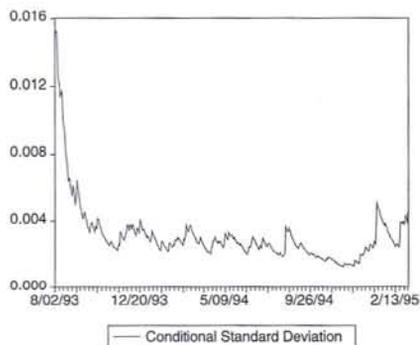
EGARCH (1,1) PTA/USD 1993-95



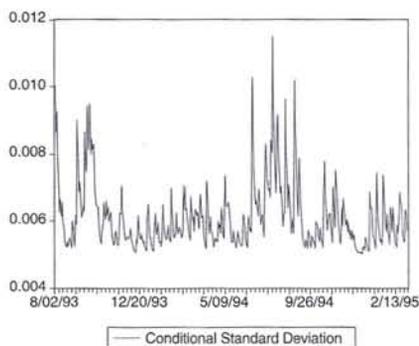
GARCH (1,1) PTA/DEM 1993-95



E1GARCH (1,1) PTA/DEM 1993-95



GARCH (1,1) DEM//USD 1993-95



EGARCH (1,1) DEM//USD 1993-95

