

UNA NOTA SOBRE CREDIBILIDAD Y NO LINEALIDAD

Francisco J. Ledesma-Rodríguez
Manuel Navarro Ibáñez

Universidad de La Laguna

Jorge V. Pérez Rodríguez

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

En este trabajo se aporta evidencia adicional sobre el grado de credibilidad de las monedas centrales del Sistema Monetario Europeo (SME). Además, la contrastación de la existencia de no linealidades en los tipos de cambio, como predice el modelo básico de zonas objetivo de tipos de cambio, conduce a la utilización de un indicador que toma en consideración la presencia de efectos GARCH. Los resultados muestran que la ampliación de las bandas de fluctuación en el mecanismo de intervención de cambios condujo a un mayor grado de credibilidad de los agentes.

Palabras clave: credibilidad, mecanismo de intervención de cambios, procesos GARCH, integración monetaria, tipos de cambio

1. INTRODUCCIÓN

En la década pasada proliferaron múltiples estudios que trataban de evaluar la credibilidad del Mecanismo de Intervención de Cambios (MIC) del Sistema Monetario Europeo (SME)¹. Estos trabajos han utilizado distintas medidas de credibilidad que van desde las más descriptivas y determinísticas (como el contraste sencillo de Svensson) hasta aquéllas que reconocen la presencia de un comportamiento no lineal en los tipos de cambio.

(1) Véase Svensson (1992) para una revisión de esta literatura. Asimismo Ledesma, Navarro, Pérez-Rodríguez y Sosvilla (1999) estiman diversas medidas de credibilidad para el tipo de cambio de la peseta frente al marco alemán.

En este sentido, Malliaropulos (1995) propuso una estrategia basada en la presencia de expectativas racionales y riesgo variante en el tiempo, con el objetivo de calcular un índice que trata de medir la coherencia (credibilidad) condicional percibida por los agentes. Aplicó esta estrategia a cuatro tipos de cambio de monedas del MIC frente al dólar estadounidense utilizando datos semanales, concluyendo que no existía evidencia de influencia significativa de las fluctuaciones del dólar sobre la estabilidad del SME.

En este trabajo se prueba empíricamente la presencia de no-linealidades en los tipos de cambio de las monedas centrales del SME respecto al marco alemán, a través de la significación de efectos GARCH en estas variables. Además, se aporta evidencia adicional acerca de la credibilidad de los tipos de cambio de algunas monedas centrales del SME, utilizando la aproximación de carácter condicional de Malliaropulos. Se utilizan datos de más alta frecuencia, esto es, datos diarios y se cubre un período más amplio de la historia del SME. Además, en vez de utilizar tipos de cambio frente al dólar, se definen en relación al marco alemán como una referencia natural del funcionamiento interno del sistema. Al mismo tiempo se extiende el análisis para obtener una medida adicional de credibilidad basada en la volatilidad condicional: los coeficientes de correlación constante entre cada par de tipos de cambio.

La estrategia para la determinación del grado de credibilidad se discute en la segunda sección, mientras que los datos y los resultados empíricos se describen en la tercera sección.

2. MÉTODO

Dado que el marco alemán (DM) ha sido reconocido ampliamente como el ancla del SME² y dado que el florín holandés (HFL) ha sido una moneda percibida como altamente creíble³, el análisis tomará como referencia el tipo de cambio HFL/DM .

Si se define s_{it} como el logaritmo del tipo de cambio HFL/DM y s_{it} como el logaritmo del tipo de cambio de la moneda i -ésima respecto al marco alemán, entonces el tipo de cambio esperado de la i -ésima moneda está relacionado con el tipo de cambio esperado HFL/DM de acuerdo a:

$$E_{t-1}(s_{it}) - s_{it-1} = \beta_{it}[E_{t-1}(s_{it}) - s_{it-1}] \quad (1)$$

(2) Véase por ejemplo Herz y Roger (1992).

(3) Véase por ejemplo Fernández-Rodríguez, Sosvilla y Martín (1997).

donde $E_{t-1}(\cdot)$ es la expectativa condicionada de los agentes con la información disponible en $t-1$ y β_{it} es la elasticidad condicionada del i -ésimo tipo de cambio respecto al tipo de cambio HFL/DM. Si se multiplica ambos miembros de la ecuación (1) por $E_{t-1}(s_{1t})-s_{1t-1}$ se obtiene:

$$\beta_{it} = \frac{\text{cov}_{t-1}(\Delta s_{1t}, \Delta s_{it})}{\text{var}_{t-1}(\Delta s_{1t})} = \frac{h_{1i,t}}{h_{11,t}} \quad (2)$$

donde Δ es el operador de diferencias. A partir de la ecuación (2), si $\beta_{it}=1$ el SME es completamente creíble y se percibe como un sistema de tipos de cambio fijos. Si $0 < \beta_{it} < 1$ una depreciación esperada del DM respecto al HFL estará asociado con una depreciación esperada del DM respecto a la i -ésima moneda en una menor proporción. Por tanto, si esperamos un reforzamiento del HFL frente al DM, entonces lo mismo ocurrirá frente a la otra moneda del MIC.

Si se supone que los agentes formulan expectativas racionales es posible escribir:

$$s_{it} = E_{t-1}(s_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde ε_{it} es el error de predicción de los agentes, incorrelacionado y con media cero.

Si se asume, además, que la media condicional del cambio porcentual del tipo de cambio de referencia es una función lineal de su propia varianza condicionada, ello implica:

$$\Delta s_{it} = \gamma h_{1i,t} + \varepsilon_{it} \quad i = \text{HFL / DM, DKR / DM, FF / DM y BFR / DM} \quad (4)$$

donde γ es el parámetro prima de riesgo y $h_{1i,t}$ es la covarianza condicionada. Nótese que cuando el i -ésimo tipo de cambio es el de referencia, se obtiene lo señalado más arriba, esto es, las rentabilidades del tipo de cambio HFL/DM son función de la varianza condicionada. Además, FF hace referencia al franco francés, DKR a la corona danesa y BFR al franco belga. Suponiendo que las varianzas condicionales siguen un proceso GARCH(1,1), entonces:

$$h_{ii,t} = \omega_i + \alpha_{i1} \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_{i1} h_{ii,t-1} \quad i = \text{HFL / DM, DKR / DM, FF / DM y BFR / DM} \quad (5)$$

donde ω_i , α_{i1} y β_{i1} son parámetros. Las covarianzas condicionadas son iguales a:

$$h_{ij,t} = \rho_{ij} (h_{ii,t} h_{jj,t})^{1/2} \quad i, j = \text{HFL / DM, DKR / DM, FF / DM y BFR / DM} \quad (6)$$

donde ρ_{ij} es la correlación condicional, constante en el tiempo, entre los tipos de cambio i -ésimo y j -ésimo. Esta correlación puede entenderse como una correlación media del período.

Para estimar la correlación condicionada entre los tipos de cambio su utiliza el modelo de correlación constante de Bollerslev (1990)⁴. Este método simplifica la estimación de los coeficientes de las diferentes ecuaciones, dado que permite una reducción importante en el número de los parámetros estimados. Además, estas correlaciones condicionadas pueden ser observadas como un indicador de credibilidad adicional.

Los parámetros se estiman por pseudo máxima verosimilitud, donde el logaritmo de verosimilitud de la t-ésima observación está expresado por:

$$\log L_t = f - \frac{1}{2} \log |\Omega_t| - \frac{1}{2} U_t' \Omega_t^{-1} U_t \quad (7)$$

siendo f una constante, Ω_t la matriz de covarianzas de los errores y U_t es un vector de errores, asumiéndose además normalidad condicionada. Las estimaciones se llevaron a cabo a través del algoritmo BHHH (Berndt, Hall, Hall y Hausman, 1974).

3. DATOS Y RESULTADOS EMPÍRICOS

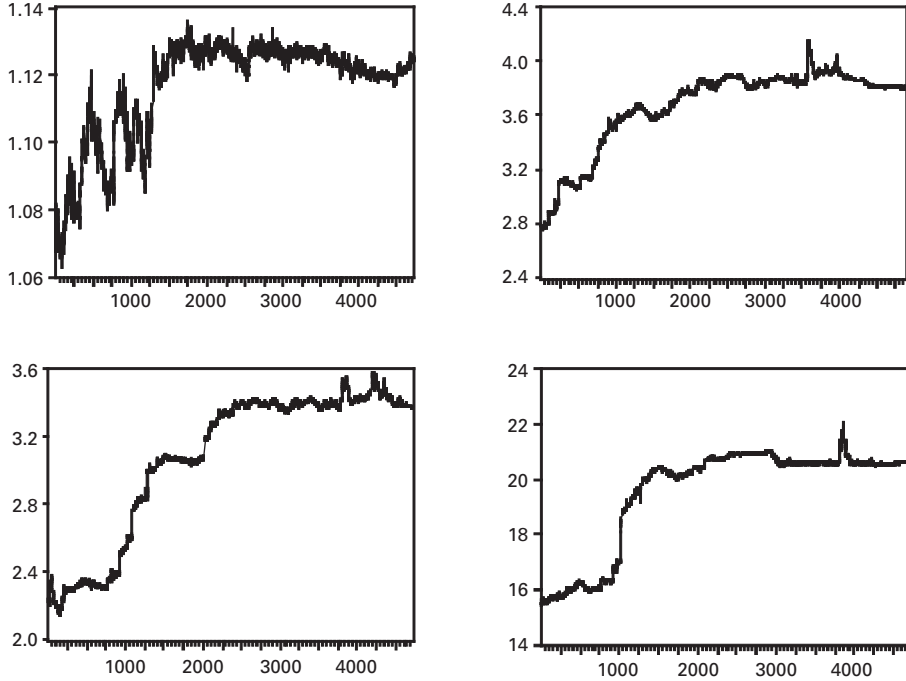
El procedimiento descrito en la sección anterior se aplicó a cuatro monedas centrales del MIC, utilizando datos diarios de tipos de cambio definidos con respecto al DM amablemente proporcionados por el Banco de España: el franco belga (BFR), la corona danesa (DKR), el franco francés (FF) y el florín holandés (HFL)⁵.

Los datos cubren el período comprendido entre el 1 de enero de 1978 y el 8 de mayo de 1997, aunque se ha procedido además a la definición de dos subperíodos anterior y posterior al 2 de agosto de 1993, cuando tiene lugar la ampliación de las bandas de fluctuación desde un $\pm 2,25\%$ hasta un $\pm 15\%$.

(4) También se han intentado estimar algunos modelos multiecuacionales alternativos como el vech GARCH, el GARCH diagonal y el modelo BEKK; sin embargo, hubo dificultades en su implementación y se obtuvieron resultados implausibles, por lo que no se han podido utilizar los contrastes de hipótesis para comparar modelos dada la dificultad para obtener estimaciones. No obstante, cabe resaltar que la imposición del supuesto de correlaciones constantes puede no satisfacerse en la realidad. Tal resultado, conduciría a que las estimaciones resultantes fuesen inconsistentes. En cualquier caso, los resultados previos que se han obtenido utilizando sólo pares de tipos de cambio en los modelos multiecuacionales, muestran que el modelo de correlaciones constantes puede ser un buen candidato. Si se desea obtener una panorámica de los modelos multiecuacionales GARCH, véase Engle y Kroner (1995).

(5) Éstas son las monedas de cuatro de los seis países fundadores del SME. Se ha excluido la lira italiana, dado que ha permanecido fuera del MIC en una parte del período estudiado. Asimismo se ha excluido la libra irlandesa, debido a su relación estrecha con la libra esterlina que ha permanecido en el MIC únicamente entre octubre de 1990 y septiembre de 1992 (Ledesma, Navarro, Pérez-Rodríguez y Sosvilla, 2000).

Gráfico 1
EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LOS TIPOS DE CAMBIO
HFL, DKR, FF Y BFR CONTRA EL MARCO



Nota: Los números que aparecen en las abcisas se corresponden con las fechas:
1000 = 4/2/82, 2000 = 6/3/86, 3000 = 5/4/90 y 4000 = 12/5/94.

Cuadro 1
DESCRIPTIVOS DE LOS RESIDUOS ORIGINALES ESTIMADOS POR
MCO, CONSIDERANDO UN PROCESO ESTOCÁSTICO AR(1) PARA
LOS RENDIMIENTOS DE LOS TIPOS DE CAMBIO. RESIDUOS ESTI-
MADOS RUIDO BLANCO

	HFL	DKR	FF	BRF
Media	2.49E-06	3.68E-06	4.09E-06	-8.19E-07
Desviación	0.001363	0.004499	0.002967	0.001588
Asimetría	0.303940	-7.299451	2.087279	4.821077
Curtosis	7.503236	521.4534	43.89068	145.5193
LB(1)	2.648	3.379	1.176	0.968
LB(12)	9.896	10.689	31.56	9.353
LB ₂ (1)	530.2	149.6	177.4	185.6
LB ₂ (12)	1495.2	169.88	218.5	243.3

Nota: LB(1) y LB(12) son los valores de los estadísticos de Ljung-Box de los residuos originales para las autocorrelaciones simples de 1 y 12 retardos. LB₂(1) y LB₂(12) son los valores del mismo estadístico, pero correspondientes a los residuos al cuadrado.

En el gráfico 1 se muestra la evolución temporal de los tipos de cambio; y en el cuadro 1 se presentan los descriptivos asociados a los residuos originales que han sido obtenidos a partir de la estimación por MCO de un proceso AR(1) para los rendimientos de los tipos de cambio. La observación del cuadro permite considerar que un modelo GARCH podría ser una aproximación adecuada al análisis de la volatilidad de los tipos de cambio estudiados, pues las características de apuntamiento (curtosis) en los residuos originales y los resultados de los estadísticos de Ljung-Box [concretamente, $LB_2(1)$ y $LB_2(12)$] en los residuos cuadrados, permiten asegurar la existencia de estructuras en los residuos al cuadrado. Este último resultado es muy importante debido a que la presencia de efectos ARCH indica la relevancia de la no-linealidad en la evolución de los tipos de cambio de las monedas centrales del MIC.

Como un análisis previo a la estimación multiecuacional, en el cuadro 2 se presentan las estimaciones uniecuacionales asociadas a cada uno de los tipos de cambio estudiados. El modelo estimado es un AR(1) en el que se considera la volatilidad condicional tal y como lo hace Malliaropoulos (1995), aunque se han añadido algunos términos adicionales, como D_{1t} que, en el caso de HFL, FF y BFR, representa a la variable ficticia introducida para recoger la crisis de septiembre de 1992; mientras que en el caso de DKR es una intervención más general, pues hace referencia a aquellas observaciones atípicas que poseen un signo positivo (D_{1t}) y las que poseen signo negativo (D_{2t}). Este modelo se escribe como:

$$\Delta s_{it} = \mu_{i0} + \sum_{j=1}^2 \mu_{ij} D_{jt} + \phi_{i1} \Delta s_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$h_{ii,t} = \omega_i + \alpha_{i1} \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_{i1} h_{ii,t-1} \quad i = \text{HFL} / \text{DM}, \text{DKR} / \text{DM}, \text{FF} / \text{DM} \text{ y } \text{BFR} / \text{DM}$$

El cuadro muestra los parámetros de los modelos GARCH, cuyos errores estándar se obtuvieron a través de la corrección de Bollerslev y Wooldridge.

Sin embargo, puede observarse la presencia de integrabilidad en la varianza en las series de rentabilidades de tipos de cambio, ya que $\alpha_{i1} + \beta_{i1} = 1$ para casi todas las monedas. Los resultados, en general, son significativos, mostrando la conveniencia de una aproximación GARCH como la utilizada, pero teniendo en cuenta la existencia de procesos integrados en la varianza condicional durante el período 1978-1997⁶.

Además, cabe destacar, que en el caso de HFL, DKR y BRF encontramos una extraña propiedad de los modelos integrados en varianza. Esta propiedad es que la varianza marginal puede considerarse nula (ya que ω no es estadísticamente significativo, ni al 5% ni al 10% de nivel de significación) por lo que el proceso integrado es degenerado⁷. De ahí, que observemos el decrecimiento, más o menos lento, de la desviación estándar condicional para tales tipos de cambio (véase el gráfico 2).

(6) Pues existen períodos de fuertes turbulencias e inestabilidades puntuales que han contribuido, casi con total seguridad, a que los modelos de volatilidad presenten integrabilidad.

(7) El hecho de que el parámetro ω no sea significativo no es extraño. Nótese que en el caso de una raíz unitaria en la volatilidad, dicho coeficiente no está identificado.

Cuadro 2
ESTIMACIONES GARCH UNIECUACIONALES. ESTIMACIÓN
PSEUDO MV. CORRECCIÓN ROBUSTA DE LOS ERRORES
ESTÁNDAR MEDIANTE BOLLERSLEV Y WOOLDRIDGE

i.	HFL	DKR	FF	BRF
$\mu_{.0}$	1.40e-05 (1.34)	-1.51e-05 (-0.38)	-2.87e-05 (-0.83)	-1.88e-05 (-1.23)
$\mu_{.1}$	0.00435 (1.03)	0.02608 (5.47)	-0.00776 (-2.82)	-0.00206 (-8.39)
$\mu_{.2}$		-0.1032 (-2.32)		
$\phi_{.1}$	-0.4178 (-27.2)	-0.3647 (-8.30)	-0.3340 (-12.1)	-0.3108 (-5.71)
$\omega_{.}$	1.61e-09 (0.61)	3.50e-08 (1.44)	6.29e-07 (4.03)	1.17e-09 (0.48)
$\alpha_{.1}$	0.08037 (7.88)	0.1868 (2.13)	0.2754 (3.39)	0.1204 (0.54)
$\beta_{.1}$	0.9232 (106.4)	0.7750 (11.90)	0.6973 (12.0)	0.9105 (5.72)

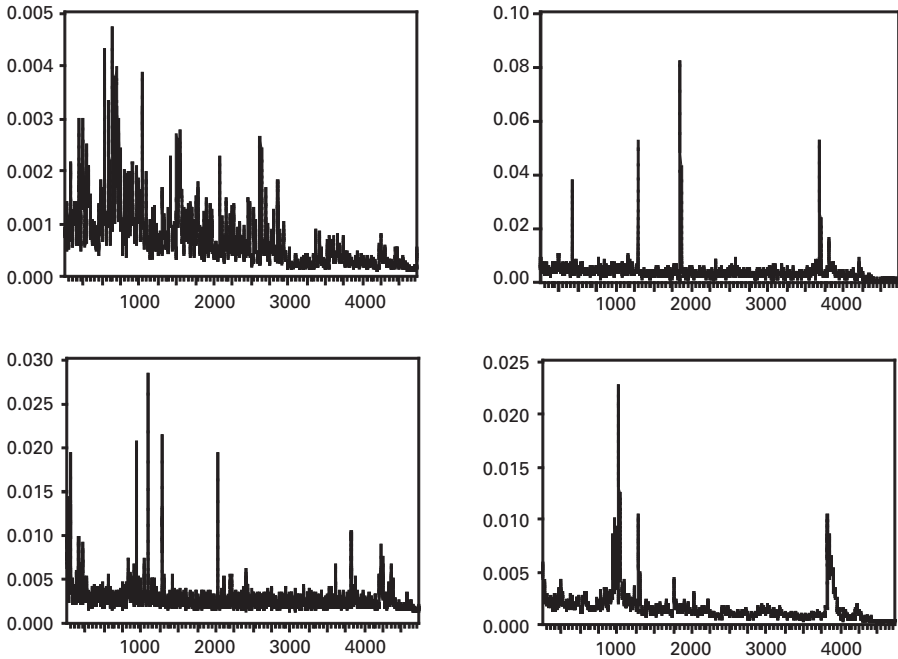
Nota: El criterio de convergencia utilizado es 1×10^{-5} . En el caso de DKR se han añadido por conveniencia dos variables ficticias, las cuales son variables binarias que recogen el efecto de las observaciones atípicas que poseen un signo positivo ($\mu_{.1}$) y las que poseen signo negativo ($\mu_{.2}$). El criterio que utilizamos para decidir si una observación es atípica es ± 4 desviaciones estándar (σ) del residuo estimado.

En este sentido, y dado que pretendemos estudiar el grado de credibilidad a través de las varianzas y covarianzas condicionales, debemos especificar un modelo multiecuacional que recoja estas propiedades estadísticas univariantes. Precisamente, y a partir de las características sobre la evolución de las varianzas condicionales de las rentabilidades de los tipos de cambio, construimos un modelo multiecuacional donde se considera la restricción de que los parámetros del modelo GARCH sumen la unidad. Esto condujo a una re-especificación del modelo. La especificación del modelo utilizado es un VAR(1)-IGARCH(1,1) con correlación condicionada constante para los tipos de cambio HFL/DM, DKR/DM, FF/DM y BFR/DM⁸. Se han introducido algunas variables ficticias en la estimación para capturar la crisis de septiembre de 1992, fechas en las que se produce la devaluación de la peseta y las salidas de la libra esterlina y de la lira italiana del sistema, así como otras observaciones anómalas, que hemos englobado en D_{1t} y D_{2t} . El modelo es:

$$\begin{aligned} \Delta s_{it} &= \mu_{i0} + \mu_{i1} D_{1t} + \mu_{i2} D_{2t} + \phi_{i1} \Delta s_{it-1} + \gamma h_{1i,t} + \varepsilon_{it} \\ h_{ii,t} &= \omega_i + \alpha_{i1} (\varepsilon_{it-1}^2 - h_{ii,t-1}) + h_{ii,t-1} \\ h_{ij,t} &= \rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \end{aligned}$$

(8) Para elegir el orden del VAR se han utilizado el test de razón de verosimilitud y los criterios de Akaike y de Schwarz. El modelo finalmente ajustado es un VAR(1) multiecuacional restringido, en el sentido de que únicamente se permite que cada variable se relacione con su propio pasado y no con el pasado de las demás.

Gráfico 2
DESVIACIÓN ESTÁNDAR CONDICIONAL UNIECUACIONAL
ESTIMADA PARA HFL, DKR, FF Y BFR CONTRA EL MARCO



Nota: Los números que aparecen en las abscisas se corresponden con las fechas: 1000 = 4/2/82, 2000 = 6/3/86, 3000 = 5/4/90 y 4000 = 12/5/94.

Los resultados de la estimación del modelo multiecuacional se presentan en los cuadros 3 y 4. Concretamente, el cuadro 3 muestra los resultados asociados a la ecuación de los rendimientos para los diferentes tipos de cambio. Cabe destacar que el parámetro autorregresivo es significativo en todos los casos, justificándose el proceso que se ha introducido para el comportamiento de los tipos de cambio. Mientras en el contexto uniecuacional la variable ficticia asociada a la tormenta monetaria de septiembre de 1992 era significativa, en este caso no lo son, por lo que se han eliminado. Los únicos parámetros que resultan significativos, correspondientes a las variables ficticias, son los del franco belga. Además, el coeficiente estimado γ no es significativo para la muestra completa, mostrándose muy sensible al subperíodo considerado. De esta forma, en el segundo subperíodo (después de la ampliación de las bandas) dicho parámetro muestra el signo esperado y es significativo. Estas diferencias se pueden deber a que ambos subperíodos recogen regímenes distintos en los que las posibilidades de modificación del tipo de cambio en el MIC difieren. En el primer subperíodo la relación entre rentabilidad y riesgo está condicionada por la estrechez de la banda de fluctuación de los tipos de cambio que condiciona la variabilidad de ambas variables. Tras la ampliación de las bandas, la relación entre ambas variables se encuentra menos limitada por las normas del MIC.

Cuadro 3
ESTIMACIONES PSEUDO MÁXIMO VEROSÍMILES DEL MODELO
VAR(1) MULTIVARIANTE RESTRINGIDO

i.	HFL	DKR	FF	BFR
Muestra completa				
μ_0	4.111e-6 (0.34)	0.000382 (17.18)	-1.305e-5 (-0.56)	1.924e-5 (2.15)
μ_1	—	—	—	0.01627 (26.3)
μ_2	—	—	—	-0.00984 (-102.6)
ϕ_1	-0.3860 (-40.2)	-0.4670 (-45.1)	-0.3220 (-26.31)	-0.2970 (-39.5)
γ	13.269 (1.18)			
Primera submuestra				
μ_0	-8.390e-6 (-0.41)	4.916e-4 (18.26)	-2.864e-5 (-1.00)	2.699e-5 (1.68)
μ_1	—	—	—	0.01287 (72.2)
μ_2	—	—	—	-0.008195 (-67.01)
ϕ_1	0.3980 (-41.30)	-0.464 (-42.61)	-0.3730 (-26.3)	-0.3230 (-31.54)
γ	19.794 (1.3062)			
Segunda submuestra				
μ_0	3.351e-5 (1.41)	-6.165e-5 (-1.95)	-4.863e-5 (-1.09)	9.754e-6 (0.81)
μ_1	—	—	—	0.0007473 (27.7)
μ_2	—	—	—	-0.01127 (-15.0)
ϕ_1	-0.3410 (-12.2)	-0.2400 (-8.33)	-0.167 (-5.02)	-0.248 (-10.2)
γ	-153.41 (-2.11)			

Nota: Los valores de la t de Student se presentan entre paréntesis, indicando robustez, con la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación.

En el cuadro 4 se muestran las estimaciones de los modelos GARCH multiecuacionales. Como puede observarse, en general, los parámetros estimados son significativos confirmando que el proceso IGARCH constituye una buena aproximación para la modelización de la volatilidad condicional. Además, los parámetros de los modelos de la varianza verifican las restricciones de no negatividad y las condiciones de estacionariedad.

Cuadro 4
ESTIMACIONES PSEUDO MÁXIMO VEROSÍMILES
DEL MODELO IGARCH MULTIECUACIONAL
CON CORRELACIONES CONSTANTES

i.	HFL	DKR	FF	BFR
Muestra completa				
ω	4.368e-9 (0.51)	6.07e-6 (42.4)	4.66e-7 (18.8)	2.082e-10 (1.87)
α_1	0.0155 (18.6)	0.9370 (128.2)	0.2700 (46.5)	0.039 (49.7)
Log L	110272.4			
Primera submuestra				
ω	1.487e-6 (13.7)	8.33e-6 (44.1)	1.374e-6 (20.4)	9.80e-10 (1.85)
α_1	0.29980 (14.38)	0.9720 (55.9)	0.4800 (35.7)	0.0262 (23.7)
Log L	87094.15			
Segunda submuestra				
ω	1.492e-10 (0.75)	7.669e-9 (4.53)	1.95e-8 (2.52)	1.865e-9 (2.79)
α_1	0.0287 (5.80)	0.109 (14.4)	0.100 (7.87)	0.115 (13.85)
Log L	24056.9			

Nota: Los valores de la t de Student se presentan entre paréntesis, indicando robustez, con la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación.

El cuadro 5 muestra los resultados descriptivos de los residuos estandarizados, obtenidos de la estimación pseudo máximo verosímil para el modelo multiecuacional.

Cuadro 5
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS RESIDUOS ESTANDARIZADOS
EN EL MODELO MULTIECUACIONAL. PERÍODO COMPLETO
Y SUBPERÍODOS

i.	HFL	DKR	FF	BRF
Período completo				
Media	-0.0017	-0.0048	-0.0136	-0.0219
Desviación	0.9989	1.0082	1.0004	1.0527
Asimetría	0.1648	-2.5580	1.2745	1.0843
Curtosis	5.7710	263.23	17.554	20.843
Primera submuestra				
Curtosis	6.64	229.6	18.2	22.5
Segunda submuestra				
Curtosis	4.32	18.9	4.66	11.6

Si se comparan los resultados presentados en los cuadros 1 y 5, se puede observar que los excesos de curtosis son mayores para los residuos originales que para los residuos estandarizados⁹. No obstante, este hecho, que puede ser indicativo de que el modelo multiecuacional para la volatilidad está correctamente especificado, introduce algunas dudas sobre la fiabilidad de los resultados obtenidos. En este sentido, y cuando se considera el período completo y la primera submuestra, hay que decir que dichos valores no son aceptables. Quizás, porque la existencia de fenómenos anómalos durante la primera submuestra afecta a los resultados finales, aspecto que podría poner en duda la fiabilidad de los mismos. Es decir, pueden ser los datos atípicos tan elevados quienes pueden sesgar bruscamente las estimaciones. Por otro lado, y en términos de los resultados de la segunda submuestra, el coeficiente de curtosis parece más aceptable estadísticamente, salvo para DKR, pues mantiene un valor elevado.

En cualquier caso, conviene destacar que, todos los esfuerzos encaminados a reducir los valores de la curtosis en DKR/DM, FF/DM y BFR/DM,

(9) También, se estimaron regresiones simples entre los residuos al cuadrado y la volatilidad condicional de cada tipo de cambio, para contrastar la consistencia de las estimaciones. En el caso del período completo, sólo en HFL se encontró que el parámetro era aproximadamente igual a la unidad estadísticamente. En el resto de casos, las estimaciones fueron 0.36, 0.25 y 0.32, respectivamente, para las monedas estudiadas. Por otro lado, y en la segunda submuestra, los resultados de la curtosis parecen ser estadísticamente más razonables.

y conseguir una proximidad a la normalidad, fueron infructuosos¹⁰. También, y a pesar de todo, aunque se han estimado múltiples modelos, no se ha realizado un exhaustivo ejercicio de comparación entre los mismos por las dificultades que presentaban en su estimación y, además, porque no era el objetivo de este trabajo.

Por ello, este modelo sólo cubre el objetivo de la determinación de la no linealidad de los tipos de cambio en un entorno multiecuacional.

A partir del modelo estimado se construye la elasticidad condicional β_{it} . Los gráficos 3, 4 y 5 muestran que el valor estimado de β_{it} no se encuentra en torno a la unidad. A pesar de que no es posible observar tendencias claras, la media se encuentra entre cero y uno. Los valores estimados son menores que uno, sugiriendo que la apreciación esperada del HFL/DM estuvo asociada con apreciaciones más pequeñas de FF, DKR y BFR, todos con respecto al DM. Por tanto, se estaba esperando un debilitamiento de aquellas monedas en relación al HFL en el MIC. Además, se observa que β incrementa su valor después de la ampliación de las bandas, indicando una mejora en el grado de credibilidad.

Este resultado se extrae también del cuadro 6, a partir del incremento de los coeficientes de correlación cuando se divide el período muestral en dos subperíodos. La ampliación de las bandas de fluctuación de las monedas influyó positivamente en la coherencia del sistema percibida por los agentes.

En el gráfico 3 se presentan los resultados asociados a los tipos de cambio HFL/DM y el FF/DM. La media de la elasticidad condicional es 0.52 y su desviación estándar 0.44. Como puede observarse, se detectan los dos realineamientos que tuvieron lugar en septiembre y noviembre de 1979. Además, incluso con más claridad puede observarse el realineamiento de junio de 1985. En la década de los noventa se detecta la devaluación de la libra irlandesa en febrero de 1993, la ampliación de las bandas en agosto de 1993 y la devaluación de la peseta y del escudo portugués en marzo de 1995. Finalmente, al final del período el indicador de credibilidad se dirige a la unidad, mostrando un mayor nivel de credibilidad en los tipos de cambio del HFL y del FF con respecto al DM.

(10) Es decir, el exhaustivo análisis de intervención realizado a las series de rentabilidades de tipos de cambio no ha mejorado la estimación de los modelos. Concretamente, se han estimado diferentes modelos multiecuacionales, considerando - por conveniencia - la inclusión de dos variables ficticias para cada tipo de cambio. Estas variables son binarias y recogen el efecto de las observaciones atípicas que poseen un signo positivo y negativo, respectivamente [el criterio utilizado ha sido considerar que una observación es atípica cuando superaba el límite de ± 4 desviaciones estándar del residuo estimado]. Sin embargo, estos modelos presentan muchos problemas de convergencia (por ejemplo, los algoritmos utilizan más de 900 iteraciones - 144 horas en un PC, con procesador pentium 450 Mhz - y no alcanzan un óptimo global). También, cabe destacar que algunos de los resultados parciales son muy parecidos a los obtenidos en los cuadros 3, 4, 5 y 6, salvo para el coeficiente γ , que sigue siendo uno de los parámetros estimados con mayor imprecisión. En este sentido, y aunque no ha sido el objetivo del presente estudio, podrían utilizarse modelos de cambios de régimen, los cuales podrían obtener estimaciones menos sesgadas.

Cuadro 6
ESTIMACIÓN DE LOS COEFICIENTES DE CORRELACIÓN
CONSTANTE PARA LOS DOS SUBPERÍODOS
(ANTERIOR Y POSTERIOR A LA AMPLIACIÓN DE
LAS BANDAS DE FLUCTUACIÓN)

CORRELACIÓN	Muestra completa	1ª submuestra	2ª submuestra
$\rho_{\text{HFL,DKR}}$	0.174 (18.2)	0.182 (11.4)	0.262 (7.84)
$\rho_{\text{HFL,FF}}$	0.197 (15.5)	0.287 (13.8)	0.208 (6.46)
$\rho_{\text{HFL,BFR}}$	0.490 (60.8)	0.517 (63.2)	0.475 (18.7)
$\rho_{\text{DKR,FF}}$	0.171 (13.1)	0.148 (9.47)	0.467 (16.3)
$\rho_{\text{DKR,BFR}}$	0.214 (16.1)	0.217 (13.6)	0.422 (15.9)
$\rho_{\text{FF,BFR}}$	0.304 (25.4)	0.309 (22.0)	0.448 (15.0)

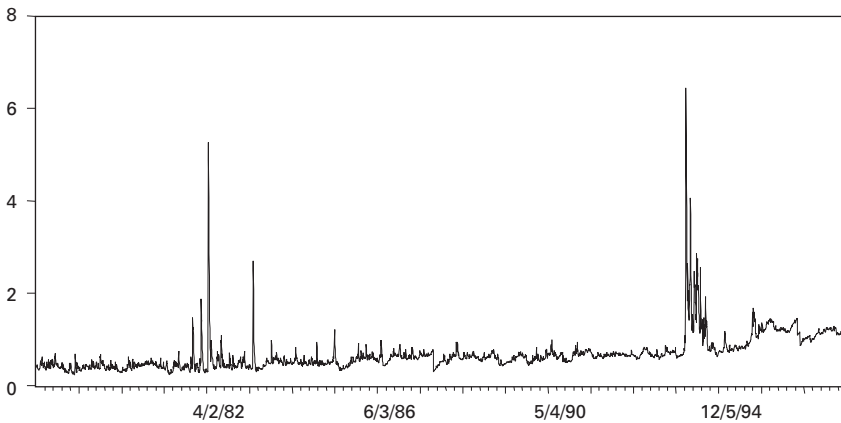
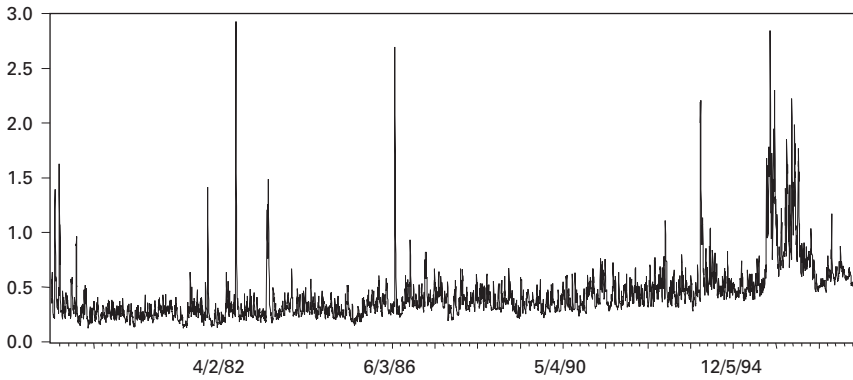
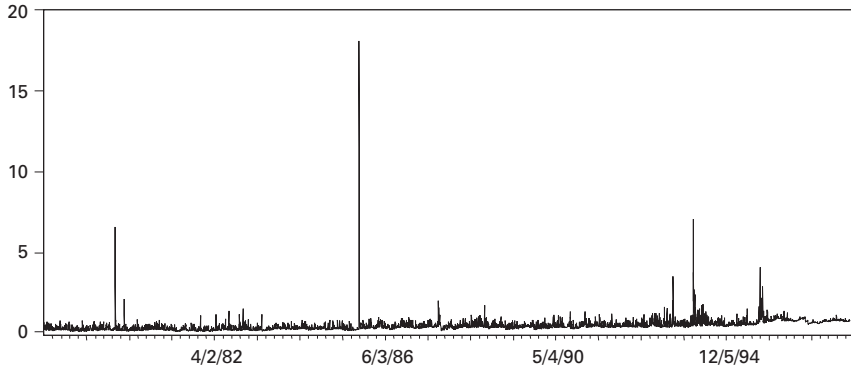
Nota: los valores de la t de Student se presentan entre paréntesis, indicando robustez, con la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación.

Los resultados para el HFL/DM y el DKR/DM se muestran en el gráfico 4. En este caso, la media de la elasticidad condicional es 0.42 y la desviación estándar es 0.25. En primer lugar, se observan cuatro de los realineamientos ocurridos en la década de los ochenta. En segundo lugar, se recoge claramente la ampliación de las bandas en agosto de 1993, así como el efecto de las devaluaciones de la peseta y del escudo portugués en marzo de 1995.

El gráfico 5 presenta los resultados para los tipos de cambio BFR/DM y HFL/DM. La media es ahora 0.67 y la desviación estándar 0.37. En este caso se recogen dos de los realineamientos de los ochenta (febrero de 1982 y marzo de 1983). Además, se detectan las devaluaciones de la peseta y el escudo en mayo de 1993, así como la inestabilidad que condujo a la ampliación de las bandas en agosto de 1993.

A modo de conclusión, y siendo cautelosos en la interpretación de los resultados, éstos sugieren que en general, aunque con unas pocas excepciones, los agentes no percibieron una integración completa entre las monedas centrales del MIC durante la mayor parte de la historia del SME. Sin embargo, se observa un grado de credibilidad mayor después de la ampliación de las bandas de fluctuación el 2 de agosto de 1993.

Gráficos 3, 4 y 5
EVOLUCIÓN TEMPORAL DE β_{it} FOR FF/DM, DKR/DM, Y BFR/DM.
PERÍODO COMPLETO



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Berndt, E.K; Hall, B.H.; Hall, R.E. y Hausman, J.A. (1974): "Estimation Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 3, nº 4, pp. 653-665.
- Bollerslev, T. (1990): "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics*, vol. 72, nº 3, pp. 498-505.
- Engle, R.F.y Kroner, K. (1995): "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, vol. 11, nº 1, marzo, pp. 122-150.
- Fernández-Rodríguez, F.; Sosvilla-Rivero, S. y Martín-González, J. (1997): "Credibility in the EMS: New Evidence Using Nonlinear Forecastability Tests", Documento de Trabajo 97-14, FEDEA, Madrid.
- Herz, B. y Roger, W. (1992): "The EMS is a Greater Deutschmark Area", *European Economic Review*, vol. 36, nº 7, octubre, pp.1413-1425.
- Ledesma, F.J.; Navarro, M.; Pérez-Rodríguez, J.V. y Sosvilla, S. (1999): "Una aproximación de la credibilidad de la peseta en el SME", *Moneda y Crédito*, nº 209, pp. 195-230.
- Ledesma, F.J.; Navarro, M.; Pérez-Rodríguez, J.V. y Sosvilla, S. (2000): "On the Credibility of the Irish Pound in the ERM", *Economic and Social Review*, vol. 31, nº 2, pp. 151-172.
- Malliaropulos, D. (1995): "Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS", *Applied Economics*, vol. 27, nº 1, enero, pp. 117-123.
- Svensson, L.E.O. (1992): "An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Target Zones", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, nº 4, otoño, pp. 119-144.

ABSTRACT

In this paper we provide additional evidence on the degree of credibility of the core currencies of the European Monetary System. The existence of non-linearities in the exchange rates, as predicted by the basic model of target zones, carry us to the use of an indicator that takes into account the presence of GARCH effects. The results show that the widening of the fluctuation bands in the Exchange Rate Mechanism gave a greater degree of credibility to the economic agents.

Keywords: credibility, Exchange Rate Mechanism, GARCH processes, monetary integration, exchange rates