

REGULARIDADES A CORTO PLAZO EN EL TIPO DE CAMBIO DE LA PESETA

CRISTINA DEL RÍO

RAFAEL SANTAMARÍA

Universidad Pública de Navarra

El trabajo explora las regularidades a corto plazo de las series cambiarias Peseta/Dólar USA y Peseta/Marco Alemán, contemplando de forma específica aquellas que podrían ser fuente potencial de predicción. Para tal fin se ha establecido un estrategia sucesiva de contraste. Así, se comienza analizando la hipótesis de idéntica e independiente distribución (iid) mediante el empleo del contraste BDS. El rechazo de tal comportamiento nos conduce a la búsqueda de las posibles causas, tales como: cambios en la distribución, existencia de autocorrelación, estacionalidad diaria y no linealidad en torno a la media. De los análisis realizados se desprende que la Peseta/Dólar USA presenta evidencia en favor de estacionalidad diaria, mientras que para el caso de la Peseta/Marco Alemán existen indicios de correlación serial significativa. Adicionalmente para ambas series cambiarias obtenemos evidencia de no linealidad en los períodos analizados, si bien los resultados de la aplicación del contraste del tercer momento no nos permiten rechazar su hipótesis nula (no linealidad en varianza).

Palabras clave: tipos de cambio, paseo aleatorio, no linealidad.

Investigaciones llevadas a cabo durante los años setenta y mediados de los ochenta condujeron a un consenso acerca del comportamiento aleatorio de los tipos de cambio y, consecuentemente, a que la mejor caracterización del proceso estocástico que genera las series de tipos de cambio era el paseo aleatorio. Tal supuesto se sustentó, desde la óptica de la evidencia empírica, en la presencia de raíz unitaria en los tipos de cambio [Meese y Singleton (1982), Baillie y Bollerslev (1989)], la falta de correlación serial detectada en las varia-

(*) Los autores agradecen especialmente a los evaluadores anónimos, así como a los participantes en el XXI Simposio de Análisis Económico y en las V Jornadas de Economía Internacional, los comentarios y sugerencias a versiones anteriores del trabajo, sin que ello suponga imputarles responsabilidades de los errores que puedan subsistir. Asimismo deseamos manifestar el agradecimiento por la financiación de la DGICYT PB94-1045 y del Gobierno de Navarra.

ciones relativas de los tipos de cambio [Giddy y Dufey (1975), Cornell y Dietrich (1978), Logue *et al.* (1978), Mussa (1979), Hsieh (1988), y Mañas (1986), para la peseta], junto con el escaso poder predictivo extramuestral tanto de los modelos monetarios como de los modelos de series temporales univariantes y multivariantes [Meese y Rogoff (1983, 1988)].

Sin embargo, el aval empírico del paseo aleatorio homocedástico¹ no permitía explicar las intensas variaciones de la volatilidad en los tipos de cambio que se han registrado en los últimos años. Adicionalmente, las propiedades estadísticas detectadas en las series de tipos de cambio (la distribución empírica de los rendimientos exhibían apuntamiento, sesgo y “colas anchas” inconsistentes con la distribución normal) cuestionaban tal comportamiento. Al objeto de explicar este hecho se han seguido vías alternativas que han tratado de establecer cuál es la mejor caracterización de los tipos de cambio. Así se han propuesto distribuciones alternativas a la Normal como la Pareto simétrica estable, mixtura de dos Normales, la distribución de Student, o la χ^2 [Westerfield (1977), MacFarland *et al.* (1982), Boothe y Glassman (1987) y Hsieh (1989a)]. Otra línea de trabajo se ha centrado en establecer si el rechazo de la Normalidad en los tipos de cambio se debe a que éstos no se distribuyen idéntica e independientemente (iid), obteniendo resultados en favor de este supuesto.

Las aportaciones acerca del rechazo de la hipótesis de comportamiento iid en las series cambiarias, aplicando contrastes como el de la densidad empírica y, mayoritariamente, el BDS, han motivado la búsqueda de explicaciones. Mientras el rechazo de la idéntica distribución parece unánime, especialmente, en lo que a cambios en la varianza se refiere, la independencia en la media de los tipos de cambios suscita una mayor controversia. Algunos autores han aportado resultados consistentes con la existencia de componentes sistemáticos en la media, tanto a corto y a largo plazo, mientras que otros no detectan la presencia de dichos componentes.

La hipótesis de dependencia a corto plazo se sostiene en el trabajo de Lui y He (1991) quienes, utilizando datos de periodicidad semanal (Dólar canadiense/US\$, Franco francés/US\$, DM/US\$, Yen/US\$ y Libra Esterlina/US\$), obtienen evidencia de correlación serial utilizando el contraste Ratio-Varianza [Lo y Mackinlay (1988)]. No obstante, estos resultados discrepan de los obtenidos por Hsieh (1988), mediante la utilización del estadístico Box-Pierce ajustado a heterocedasticidad [Diebold (1986)], sobre tipos de cambio diarios (Libra esterlina/US\$, Dólar canadiense/US\$, Marco alemán/US\$, Yen/US\$ y Franco suizo/US\$). Estos últimos parecen estar más en sintonía con los presentados por Mañas (1988) para distintas monedas frente al Dólar americano (excluida la peseta) con periodicidad diaria, semanal y mensual.

En una línea próxima, pero con series de tipos de cambios reales de menor frecuencia, Glen (1992) y Nageswaran *et al.* (1995) analizan la hipótesis de paseo

(1) El paseo aleatorio homocedástico requiere independencia de orden dos. Esta cuestión no resulta irrelevante dado que, comúnmente, se identifica paseo aleatorio homocedástico con paseo aleatorio estricto siendo éste último más restrictivo al imponer independencia en los momentos de cualquier orden.

aleatorio y el cumplimiento de la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). Las conclusiones a las que se llega en ambos trabajos se muestran opuestas. Glen (1992) concluye rechazando el carácter aleatorio de los tipos de cambio, indicando que las causas de tal rechazo se deben tanto a la existencia de correlación serial positiva en los tipos reales mensuales como por la presencia de reversión a la media que muestran los tipos de cambios reales anuales. Nageswaran *et al.* (1995), por otro lado, aceptan la hipótesis nula de paseo aleatorio tanto para un régimen de tipos fijos como flexibles. En ambos trabajos se emplea el contraste propuesto por Lo y Mackinlay (1988).

En otro ámbito de trabajo, las referencias acerca de la existencia de componentes no lineales en media se muestran igualmente dispares. Así, analizando el mercado de divisas español, Peña (1989) encuentra evidencias en favor de la existencia de componentes bilineales. En cambio, Hsieh (1989a), mediante el empleo del contraste del tercer momento no acepta tal comportamiento en distintas series cambiarias frente al dólar americano (en las que no se hace referencia a la peseta). A este respecto cabría recordar que, pese a la contundencia con que Hsieh rechaza la existencia de no linealidad en la media, el contraste empleado puede presentar ciertas limitaciones para ese propósito.

Acorde con lo expuesto, este trabajo pretende analizar si nuestra moneda presenta regularidades empíricas a corto plazo. En especial se explora la existencia de componentes a corto plazo en la media que puedan justificar el diseño de modelizaciones con fines predictivos sin entrar, por exceder de su contenido, en las posibilidades reales de explotación.

Para cumplir este propósito diversos autores han desarrollado un conjunto de contrastes que en este trabajo se enlazan de forma secuencial. Inicialmente se aplica el contraste desarrollado por Brock *et al.* (BDS, 1996) para verificar el cumplimiento de la hipótesis de iid. En el caso de rechazar dicha hipótesis, se debe analizar cual es la causa: no estacionariedad, y/o dependencias lineales o no lineales. En primer lugar exploramos la no estacionariedad homogénea, identificada con la presencia de raíz unitaria en las series. Para ello se propone la utilización del contraste de Dickey-Fuller (cuya hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria) y el contraste de Kwiatkowski *et al.* (1992) (cuya hipótesis nula es la de estacionariedad). Conocida la protección de la hipótesis nula mantenida en los contrastes, la diferencia planteada no es, en modo alguno, trivial.

Disponer de un resultado favorable a la ausencia de raíz unitaria no implica que las series sean estacionarias. Una vía sencilla de contraste puede obtenerse de la comparación de la función de densidad empírica de la serie en distintos subperíodos. En nuestro caso queremos verificar si tienen incidencia los distintos ajustes en las series de tipos de cambio, así como modificaciones de los sistemas de intervención de la Reserva Federal Americana y del Banco de España y la introducción de la peseta en el mecanismo del SME. Los resultados que se obtienen permiten detectar distintos períodos que exhiben funciones de densidad empírica suficientemente distintas como para rechazar la hipótesis de igualdad de distribución antes y después de determinados acontecimientos. Sujeto a las debilidades del contraste, la conclusión que puede extraerse es que dichos períodos son incon-

adicionalmente homogéneos, concepto que ligaremos (no exentos de error) al de incondicionalmente estacionarios.

En cada uno de estos períodos se estudia la presencia de correlación serial. Para ello se utilizan dos contrastes robustos a heterocedasticidad, muy utilizados en el análisis de series financieras y que, en ocasiones, han ofrecido resultados contrapuestos: el contraste de Ljung-Box modificado y el de Lo y Mackinlay. Adicionalmente, y dado que estos contrastes no son consistentes, se emplea uno de los desarrollados por Hong (1994) para verificar la ausencia de correlación de las submuestras Pta/US\$.

Posteriormente se contrasta una regularidad ampliamente expuesta en la literatura financiera: la estacionalidad diaria. Descubrir efectos estacionales diarios resulta posible a pesar de que los períodos analizados hayan sido calificados de estacionarios al haber superado el contraste de la densidad empírica. En él no se explora si la densidad empírica condicional a un día de la semana es distinto o no de la densidad empírica condicional a otro día de la semana. Por tanto, estas diferencias pueden estar ocultas bajo una conclusión inicial de estacionariedad, extraída de los contrastes de raíz unitaria y de densidad empírica incondicional.

Analizada la presencia de autocorrelación serial y estacionalidad diaria, pueden filtrarse las subseries para determinar si existen dependencias no lineales con el empleo del estadístico BDS.

El rechazo de la hipótesis nula permite avalar la presencia de no linealidad en las series, pero no informa sobre su naturaleza. Por último, los resultados del contraste del tercer momento [Hsieh (1989a)] nos permitirán diferenciar la presencia de no linealidad en media o en varianza, aspecto de singular trascendencia en el terreno predictivo.

Adicionalmente y con el fin de determinar si el régimen en el cual se mueven los tipos de cambios, semifijo o semiflexible, afecta a la posible existencia de regularidades, se realiza el estudio de forma paralela para la Pta/US\$ y Pta/DM. El período temporal se extiende desde enero de 1976 a diciembre de 1993, con datos de periodicidad diaria.

En lo que sigue el trabajo se estructura en seis partes ofreciendo una línea secuencial en la exploración de las posibles causas subyacentes en la media que podrían provocar el rechazo de la hipótesis de iid. Así primeramente se contrasta dicha hipótesis mediante el empleo del contraste BDS. En la segunda sección se explora si el rechazo se debe a la existencia de posibles cambios en la dinámica de los tipos de cambio. Posteriormente se analiza la existencia de correlación serial y estacionalidad diaria. Estas dos cuestiones son tratadas en las secciones tercera y cuarta. En la quinta sección se explora la posible existencia de componentes no lineales en la media. Por último, en la sexta se recogen las conclusiones más relevantes que se desprenden del trabajo.

1. CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE IID EN LAS SERIES DE VARIACIONES RELATIVAS DE LOS TIPOS DE CAMBIO

Brock, Dechert, Scheinkman y LeBaron (1996) proponen un estadístico que bajo la hipótesis nula de independencia e idéntica distribución (iid) presenta poder

frente a la presencia de ciertas estructuras lineales, no lineales y no estacionariedad². Así previamente a la aplicación del BDS se procedió a determinar si las series de tipos de cambio diarios analizadas eran o no estacionarias homogéneas; más específicamente, si poseían raíz unitaria.

La vía tradicional para detectar si las series se muestran estacionarias ha sido el contraste de raíces unitarias. En este sentido, tras el trabajo pionero de Nelson y Plosser (1982), se ha cuestionado la utilidad de los tradicionales contrastes de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentado [Said y Dickey (1984) y el de Phillips y Perron (1988)] como métodos robustos para contrastar la estacionariedad de las series económicas. Recientemente DeJong *et al.* (1992) informan del escaso poder del contraste de Dickey-Fuller frente a procesos autorregresivos estables con raíz próxima a la unidad. Así Diebold y Rudebusch (1991) muestran que los contrastes de raíz unitaria no son capaces de detectar procesos fraccionalmente integrados (procesos ARFIMA).

La conclusión que se extrae de estos recientes trabajos es que sería interesante, para detectar si las series económicas son estacionarias o integradas, realizar contrastes cuya hipótesis nula sea estacionariedad. Este es el sentido del contraste propuesto por Kwiatkowski *et al.* (1992), el cual será empleado en este trabajo con objeto de contrastar la hipótesis nula de estacionariedad frente a la alternativa de raíz unitaria

Kwiatkowski *et al.* partiendo de la serie X_t para $t=1,2,\dots,T$ consideran que ésta puede ser expresada como la suma de una tendencia determinística, un paseo aleatorio, y un error estacionario:

$$X_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t$$

Siendo r_t un paseo aleatorio:

$$r_t = r_{t-1} + u_t$$

donde u_t se distribuyen iid $(0, \sigma_u^2)$. La hipótesis de estacionariedad se plantea bajo el supuesto $\sigma_u^2 = 0$. Puesto que a los errores ε_t se les presupone un comportamiento iid $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, bajo la hipótesis nula X_t será una serie estacionaria con tendencia. Los propios autores consideran a su vez el supuesto $\xi = 0$, en tal caso bajo la hipótesis nula X_t será estacionaria sin tendencia o nivel.

El estadístico propuesto por Kwiatkowski *et al.* (1992) viene expresado en los siguientes términos:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \tilde{\sigma}_\varepsilon^2$$

(2) El BDS no es un contraste consistente. Por ejemplo Olmeda (1995) muestra que el poder del BDS frente a procesos ARFIMA con pequeños valores del parámetro de diferenciación fraccional ($d \leq 0,1$) es reducido. No obstante es un contraste especialmente idóneo para analizar las desviaciones de iid que acompañan a las series financieras [ver Brock, Dechert, Sheinkman y LeBaron, (1996)].

donde

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i$$

para $t=1,2,\dots,T$. y $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ es la varianza estimada del error de la regresión de X_t sobre un intercepto o sobre un intercepto y una tendencia.

Los autores obtienen un estimador consistente $[s^2(l)]$ de la varianza de los residuos a partir de la distribución asintótica del estadístico LM.

El estimador $s^2(l)$ es obtenido mediante la siguiente expresión:

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{i=1}^T e_i^2 + 2 T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s,l) \sum_{i=s+1}^T e_i e_{i-s}$$

donde $w(s,l)$ es una función ponderada óptima correspondiente a la ventana espectral elegida. Los autores optan por la ventana Bartlett $w(s,l) = 1-s/(l+1)$ [Newey y West (1987)], la cual garantiza la no negatividad de $s^2(l)$.

Bajo estos supuestos el estadístico LM viene expresado en último término como:

$$\eta(l) = \frac{\eta}{s^2(l)} \quad \text{siendo} \quad \eta = T^{-2} \sum_{i=1}^T S_i^2$$

Si los residuos e_t son obtenidos mediante la regresión de X_t sobre un intercepto, $\eta(l)$ es designado por η_μ^* . La regresión de X_t sobre un intercepto y una tendencia da origen a η_τ^* . Los valores críticos del estadístico para cada uno de los supuestos son ofrecidos por Kwiatkowski *et al.* (1992, cuadro 1, 166 págs.).

Como indican sus autores, el estadístico se muestra sensible a la elección del parámetro de truncado (l). Para nuestro estudio se han tomado como referencia los valores de l comprendidos en el intervalo (0-8), dado que para valores de l superiores a 8 los autores demuestran que el contraste pierde potencia.

El cuadro 1 muestra los resultados obtenidos para la serie en logaritmos de tipos de cambio diarios Pta/US\$ y Pta/DM. Los valores ofrecidos tanto para el análisis de la estacionariedad sin tendencia (fila superior) como con tendencia (fila inferior) se muestran unánimes al rechazo de estacionariedad, dado que se obtienen valores muy superiores a 0,739 para η_μ^* y a 0,216 para η_τ^* correspondientes a un nivel del 1%.

Para corroborar la existencia de raíz unitaria en la moneda nacional se aplicaron los contrastes de Dickey-Fuller aumentado [Said y Dickey (1984) y el Phillips y Perron (1988)]. Los valores ofrecidos por ambos contrastes son presentados en el cuadro 2. De ellos se desprende la existencia de raíz unitaria en la series Pta/US\$ y Pta/DM.

Cuadro 1: CONTRASTE KPSS PARA SERIES DE TIPOS DE CAMBIOS DIARIOS

Pta/US\$	l=0	l=1	l=2	l=3	l=4	l=5	l=6	l=7	l=8
η_{μ}^*	197,24	59,45	32,30	23,06	17,58	14,41	12,09	10,44	9,22
η_{τ}^*	80,49	24,26	13,17	9,40	7,17	5,87	4,93	4,25	3,76
Pta/DM	l=0	l=1	l=2	l=3	l=4	l=5	l=6	l=7	l=8
η_{μ}^*	375,84	113,46	61,72	44,07	33,63	27,57	23,15	20,10	17,66
η_{τ}^*	70,98	21,45	11,68	8,35	6,37	5,23	4,39	3,82	3,36

Valores críticos de η_{μ}^* 0,463 (5%) y 0,739 (1%). Valores críticos de η_{τ}^* 0,146 (5%) y 0,216 (1%).

Cuadro 2: CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS SERIES DE TIPOS DE CAMBIO DIARIOS

	D-F		P-P	
	S.Ten	C.Ten	S.Ten	C.Ten
Pta/US\$	-1,32	-1,32	-1,65	-1,43
Pta/DM	-1,64	-2,17	-2,55	-2,90

Valores críticos para el D-F y el P-P sin tendencia -2,86 (5%) y -3,43 (1%).

Valores críticos para el D-F y el P-P con tendencia -3,41 (5%) y -3,96 (1%).

Tras proceder a diferenciar las series en logaritmos³ (en el cuadro 3 se presentan los estadísticos descriptivos para las series en diferencias) se aplicó el estadístico BDS. Dicho estadístico se presenta como un contraste no paramétrico y se determina mediante la siguiente expresión:

$$W_{m,T}(\epsilon) = T^{1/2} [C_{m,T}(\epsilon) - (C_{1,T}(\epsilon))^m] / \sigma_{m,T}(\epsilon) \quad [1]$$

siendo C_m la integral de correlación⁴ desarrollada por Grassberger y Procaccia (1983):

(3) En adelante, las referencias a las series serán sobre las primeras diferencias de los logaritmos naturales del tipo de cambio.

(4) La integral de correlación es una medida de la correlación espacial entre dos puntos de un espacio m-dimensional.

$$C_{m,T}(\epsilon) = \sum_{t \leq T} I_{\epsilon}(x_t^m, x_{t+m}^m) [2/T_m(T_m-1)] \quad [2]$$

$x_t^m = (x_t, \dots, x_{t+m-1})$ es un vector designado como m-historia, siendo m la dimensión del espacio o espacio de fase donde se enmarca la serie temporal $\{x_t\}$. $T_m = T - (m - 1)$ es el número máximo de vectores con entradas solapadas con una serie temporal de longitud T e $I_{\epsilon}(x_t^m, x_s^m)$ es una función que toma el valor 1 si $\|x_t^m, x_s^m\| < \epsilon$ o el valor 0 en caso contrario, siendo $\|x_t^m, x_s^m\|$ la norma entre los puntos y ϵ es una distancia arbitraria suficientemente pequeña.

Bajo la hipótesis nula de independiente e idéntica distribución la diferencia entre $(C_{m,T}(\epsilon) - [C_{1,T}(\epsilon)]^m)$ sigue asintóticamente una distribución normal de media cero y desviación típica $\sigma_m(\epsilon)$, la cual puede ser estimada consistentemente.

Un problema que plantea la aplicación de este estadístico es la necesidad de un gran número de observaciones, cuestión que se hace extensible para su aplicabilidad a series financieras, lo que significa tener que optar por muestras cuyos datos pertenecen a datos de alta frecuencia. Esta cuestión está ligada, según demostraron Brock *et al.* (1991), a las buenas propiedades que presenta el BDS para series cuyo número de observaciones es superior a 500.

Otra cuestión implícita en la determinación de la estimación del BDS es la elección de la dimensión (m). Una dimensión demasiado grande supone disminuir el número de observaciones solapadas, lo que intuitivamente lleva a considerar que, a medida que se aumenta m, las propiedades del estadístico empeoran. Los propios autores aconsejan que el número de observaciones no solapadas (T/m) sea superior a 200 garantizando, de esta forma, las propiedades asintóticas⁵.

Cuadro 3: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS SERIES DE VARIACIONES DIARIAS

Momentos	Pta/US\$	Pta/DM
Media	0,000	0,000
(Error)	(0,000)	(0,000)
D. Típica	0,007	0,008
Curtosis	36,170	15,170
(Error)	(0,074)	(0,074)
Zc	488,792	205,001
Simetría	1,863	0,575
(Error)	(0,037)	(0,037)
Zs	29,359	15,540

Zc coeficiente estandarizado de curtosis. Zs coeficiente estandarizado de simetría.

(5) Otro argumento que se esgrime para justificar el empleo de un dimensión baja de inmersión es la "maldición de la dimensionalidad" que disminuye la densidad relativa de m-historias. Agradecemos a uno de los evaluadores anónimos dicha precisión.

Para su cálculo se ha utilizado un rango de m (dimensión) que va desde 2 a 5, recordando las buenas propiedades que para muestras de tamaño convencional, observadas mediante experimentos de Monte Carlo, presenta el estadístico BDS cuando se trabaja con m menor o igual a 5. En cuanto a las distancias (ϵ) con las que se ha operado quedan comprendidas entre 0,5 y 2 veces la desviación típica de la serie. Los niveles de significación por los que se ha optado han sido del 1% y del 5%, lo que supone que W deberá situarse por encima de 2,58 y 1,96, respectivamente.

Previamente a comentar los resultados obtenidos debemos exponer que, con objeto de confirmar las conclusiones que se puedan desprender de ellos, se consideró pertinente desordenar las series por el procedimiento sugerido por Scheinkman y LeBaron⁶ (1989) (*scrambling test*). Desordenar las series, para posteriormente contrar la hipótesis de independencia, tiene como fin eliminar todos aquellos posibles patrones ocultos que podrían estar subyacentes en las series originales y que tras el desorden, de existir, se habrán desvanecido.

Los resultados recogidos en el cuadro 4⁷ permiten rechazar la hipótesis nula para las series originales Pta/US\$ y Pta/DM. Brock y Sayers (1988) afirman que obtener valores tan superiores a los establecidos para los niveles de significación supone una fuerte evidencia del rechazo de comportamiento aleatorio. Como cabría esperar, la significatividad de los resultados, en términos generales, se hace más notoria al aumentar m y disminuir ϵ .

Las estimaciones del BDS para las series desordenadas inducen a conclusiones contrarias a las obtenidas para las series originales. Las series desordenadas no permiten rechazar la hipótesis nula de comportamiento iid, puesto que todos los valores obtenidos se sitúan por debajo de los valores críticos establecidos. Este hecho deja constancia que, tras el desorden, los posibles componentes existentes en las series Pta/US\$ y Pta/DM se han desvanecido. Ello supone un aval al rechazo inicial del comportamiento iid en las series analizadas.

Los resultados aquí presentados se muestran acordes con los obtenidos por Hsieh (1989a) para series de variaciones diarias de la Libra Esterlina, el Yen y el Marco Alemán contra el Dólar Americano desde enero de 1974 a diciembre de 1983 y por Higgins y Bera (1992) y Guarda y Salmon (1993) para series de periodicidad semanal. Trabajos en los que también se hace uso del contraste BDS.

A pesar del claro rechazo de la hipótesis nula obtenida en las series Pta/US\$ y Pta/DM, no puede atribuirse un origen explícito de la causa que lo produce. Para explorar este aspecto resulta necesario estudiar más detenidamente las causas que pueden provocar el rechazo de la hipótesis nula del BDS: no estacionariedad, dependencias lineales y no lineales. Los próximos epígrafes abordan, sucesivamente, estas posibilidades.

(6) El procedimiento aquí empleado, sin bien no resulta formal, permite ilustrar la plausibilidad de la existencia de dependencia o no estacionariedad.

(7) En el cuadro IV se muestran los resultados para $\epsilon=2\sigma$, $1,25\sigma$ y $0,5\sigma$ que conducen a los mismos resultados que el resto de valores de ϵ ($1,75\sigma$, $1,5\sigma$, 1σ y $0,75\sigma$). Los resultados están disponibles solicitándolos a los autores.

Cuadro 4: CONTRASTE BDS CON SERIES DE VARIACIONES DIARIAS

Pta/US\$	m	2σ	$1,25\sigma$	$0,5\sigma$
Original	2	17,829	28,140	37,563
	3	28,392	56,823	98,901
	4	41,095	114,340	281,780
	5	58,922	252,200	934,490
Desordenada	2	-0,632	-0,186	-0,049
	3	-0,736	-0,089	-0,031
	4	-0,779	-0,194	-0,015
	5	-0,635	-0,024	-0,214
Pta/DM	m	2σ	$1,25\sigma$	$0,5\sigma$
Original	2	20,968	20,011	18,378
	3	24,361	24,721	23,798
	4	26,598	29,053	29,049
	5	28,408	34,277	35,877
Desordenada	2	1,552	-0,083	-0,175
	3	1,296	-0,623	-0,759
	4	1,313	-0,141	-0,542
	5	1,546	0,039	-0,683

Valores críticos 1,960 (5%); 2,326 (2%); 2,576 (1%).

2. AJUSTES EN LOS TIPOS DE CAMBIO: EFECTOS SOBRE LA DINÁMICA DE LAS SERIES

Entender que, a lo largo del período analizado (1976-1993), en los mercados cambiarios no han acontecido eventos que podrían haber ocasionado cambios en su dinámica, parece un supuesto demasiado restrictivo. En lo que a nuestra moneda se refiere, baste pensar en el amplio conjunto de acontecimientos de importante relevancia comprendidos entre 1976 y 1993. Así, la evolución de la Pta/US\$ durante 1976/1993 se caracterizó por pasar por distintas etapas que, a modo de sinopsis, se exponen a continuación.

Durante 1976 a 1977 la Peseta se mantuvo relativamente constante frente al Dólar a pesar de las dos devaluaciones sufridas (9-2-76 y 12-7-77), rompiéndose esta hegemonía en 1978, donde la Peseta comenzó un período de apreciación que duró hasta 1980. Es a partir de 1980 cuando la Peseta inició una depreciación casi continua que prosiguió hasta inicios de 1985, para posteriormente, apreciarse hasta el tercer trimestre de 1992. Desde ese momento hasta el final del período muestral se observa una progresiva depreciación de la Peseta. Sin embargo existen todavía más elementos a considerar. Ejemplos son la reforma del sistema de

intervención del Banco de España a inicios de 1988 y la entrada de España en el SME (19-6-1989). A raíz del cambio en la participación del Banco de España en el mercado, éste pasó a desempeñar un papel secundario. Ello se tradujo en la reducción del número de días en los que intervenía con la contrapartida de un incremento considerable en la magnitud de las intervenciones. Por otro lado, la incorporación de la Peseta al seno del SME provocó un aumento de la variabilidad nominal del tipo de cambio de la Peseta respecto al Dólar. Adicionalmente cabría mencionar otros acontecimientos que provocaron, a su vez, una mayor variabilidad Pta/US\$ y que son expuestos con precisión por Bajo et al (1994). Sin embargo, al no estar asociados a ajustes en el valor central serán obviados.

Respecto a la evolución de la Pta/DM cabe reseñar que la incorporación de España al SME redujo la variabilidad del tipo de cambio frente a los países del acuerdo cambiario. Pero debe tenerse presente que, ya con anterioridad a junio de 1989, la política cambiaria española estaba más próxima a un sistema de “flotación sucia” que a la plena flexibilidad del tipo de cambio. Más aún, el Marco alemán había desempeñado progresivamente un papel creciente como “moneda de referencia”, en decremento del Dólar.

La disminución de la variabilidad del tipo de cambio nominal Pta/DM desde la entrada al SME se ve contrapuesto con la evolución de nuestra moneda durante la tormenta monetaria, desencadenada en septiembre de 1992 y que duró hasta julio de 1993. Periodo en el que, en lo que se refiere a la Peseta, se dieron tres devaluaciones frente al Marco alemán (17-9-92, 23-11-92 y 13-5-93).

Adicionalmente a los acontecimientos de ámbito nacional apuntados, debemos hacer referencia al cambio en el sistema de intervención por parte de la Reserva Federal Americana que se produjo en octubre de 1979.

Por tanto, a la luz de lo expuesto, parece oportuno tratar de establecer en qué medida los cambios en las políticas de intervención en los regímenes cambiarios y las decisiones gubernamentales referentes a los valores centrales de las monedas (en nuestro caso las devaluaciones) han afectado a la estructura intertemporal de la Pta/US\$ y Pta/DM.

Esta idea está estrechamente ligada a la posible existencia de cambios estructurales en las series, lo que consecuentemente enlaza con el concepto de estacionariedad en su acepción estricta. Sin embargo, contrastar la estacionariedad en sentido estricto no resulta fácil, de ahí que la mayor parte de los contrastes que abordan la estacionariedad estén basados en el concepto de estacionariedad amplia.

Por este motivo, teniendo presente el objetivo de este apartado, se han buscado contrastes que nos permitieran aproximarnos a la posible detección de períodos que comprendiesen un comportamiento homogéneo. En este sentido, tanto el contraste U de Mann-Whitney-Wilcoxon como el de la Densidad Empírica [test χ^2 , Hogg y Craig (1970)] parecen métodos factibles. En este caso hemos abogado por el contraste χ^2 por presentar ventajas comparativas frente al contraste U [Hsieh (1988)].

El contraste χ^2 consiste en comprobar si distintas submuestras de la series tienen la misma densidad empírica que la serie completa. Para ello se procede a

dividir el rango de la serie en k intervalos y se calcula el número de observaciones comprendidas en cada uno de ellos, calculando de esta forma la densidad empírica (n_k)

$$p_k = \frac{n_k}{\sum_K n_k}$$

y comparándola con la obtenida para cada submuestra de la serie mediante:

$$D = \sum_K \frac{(n_k^s - Zp_k)^2}{Zp_k} \sim \chi_{k-1}^2$$

donde n_k^s se calcula para la subserie, y Z es el número de observaciones de la submuestra. El estadístico permite establecer muestras homogéneas puesto que determina si la distribución de frecuencias de una submuestra es igual a la muestra total⁸. En consecuencia, la presencia de regularidades que se mantengan durante un determinado período es posible que no provoquen el rechazo de la hipótesis nula, al no poder ser detectadas si no originan cambios en la distribución de frecuencias. En este sentido, es conveniente recordar que estamos tratando de aproximarnos a la estacionariedad a través de un contraste de igualdad de densidades empíricas incondicionales.

Para la elección del número de intervalos no existe una guía clara. Se proponen como posibilidades optar por $k=n^{1/2}$ o por $k=n^{2/5}$ como señala Kendall y Stuart (1967). Hsieh (1988) realiza el contraste utilizando valores de k comprendidos en el intervalo (21-51). Por otro lado, los trabajos de Isliker y Kurths (1993) y Olmeda y Perez (1995) dan una pauta: empezar por $k=90$ e ir reduciendo el número de intervalos si $Zp_k < 5$. No obstante, la longitud que deben tener inicialmente los intervalos no se especifica de forma clara en la literatura. En el presente trabajo hemos optado por crear dos intervalos extremos $(-\infty, \mu-4\sigma)$ y $(\mu+4\sigma, \infty)$ y el intervalo $[\mu-4\sigma, \mu+4\sigma]$ subdividiéndolo en $K-2$ períodos de igual tamaño. Entendemos que, de esta forma, las observaciones extremas (muy características de las series financieras) quedarían mejor caracterizadas que con el empleo del rango de la serie.

La realización de este contraste se ha materializado inicialmente dividiendo de forma arbitraria las series originales (Pta/US\$, Pta/DM) en dos submuestras de igual longitud (1/1/76 hasta 31/12/84 frente a 1/1/85 hasta 31/12/93). Posteriormente se han subdividido las series teniendo como referencia acontecimientos puntuales. Así, para la serie Pta/US\$, se ha tomado como punto de referencia el cambio del sistema de intervención por parte de la Reserva Federal Americana, obteniéndose los períodos 1/1/76-10/10/79 y 11/10/79-31/12/93. En referencia a la series Pta/DM se han seleccionado igualmente dos muestras dife-

(8) Ello enlaza más con la idea de comportamiento idéntico que con la definición estricta de estacionariedad. Así, los efectos estacionales provocarían el rechazo de estacionariedad en sentido estricto.

renciadas, que corresponden con antes (1/1/76-18/6/89) y después (19/6/89-31/12/93) de la entrada del España al SME.

La parte izquierda del cuadro 5 ofrece una muestra clara del rechazo de la hipótesis nula en los subperíodos analizados Pta/US\$, tanto en el caso de la subdivisión arbitraria inicial como en la partición efectuada atendiendo al cambio de intervención de la Reserva Federal. Los resultados, no obstante, no son sorprendentes a la luz de las distintas devaluaciones de la Peseta (9/2/76, 12/7/77) incluidas en el primer subperíodo y la devaluación del 6/12/82, junto con el cambio del Sistema de intervención del Banco de España, en el segundo.

Los resultados referidos a la serie Pta/DM (ver parte derecha del cuadro 5) son algo distintos de los anteriores. Tan solo el período posterior a la entrada de la peseta en el SME (19/6/89-31/12/93) ofrece resultados consistentes con el rechazo. Bien es cierto que dicho período incluye diversos acontecimientos puntuales, tales como la depreciación de 8/10/90⁹ y las devaluaciones 17/9/92, 23/11/92 y 14/5/93.

Con el propósito de eliminar los posibles efectos de la heterogeneidad de las series analizadas en los resultados de posteriores análisis, incluidos los derivados del BDS, se procedió a realizar submuestras más homogéneas¹⁰. Todas las sub-

Cuadro 5: CONTRASTE DE ESTACIONARIEDAD CON SERIES DE VARIACIONES DIARIAS

Pta/US\$					Pta/DM				
Muestra	Submuestra	D	χ^2_{k-1} *	K-1	Muestra	Submuestra	D	χ^2_{k-1} *	K-1
	1-1-76 31-12-84	233,108	64,001	47		1-1-76 31-12-84	32,522	43,773	30
1-1-76 31-12-93	1-1-76 10-10-79	739,142	52,192	37	1-1-76 31-12-93	1-1-76 18-6-89	28,316	50,998	36
	11-10-79 31-12-93	201,505	68,669	51		19-6-89 31-12-93	64,296	36,421	24

* Valores críticos de χ^2_{k-1} * al 5%.

1-1-76/31-12-84 primera mitad. 1-1-76/10-10-77 antes del cambio del sistema de intervención de la Reserva Federal Americana. 11-10-79/31-12-93 después del cambio del sistema de intervención de la Reserva Federal Americana. 1-1-76/18-6-89 antes de la incorporación de España al SME. 19-6-89/31-12-93 después de la incorporación de España al SME.

(9) La incorporación de la Libra Esterlina al SME en uno de los momentos de mayor apreciación provocó la depreciación significativa de las monedas del SME, con la excepción del Dracma griego.

(10) El período analizado 17/10/79-31/8/81 debería recoger el que abarca desde 17/10/79-5/12/82. Si bien en este último período no hubo ningún evento especialmente destacable, se redujo su extensión temporal debido a las fuertes presiones especulativas a las que se tuvo que enfrentar la Peseta a finales de 1981 e inicios de 1982.

muestras tomadas corresponden con los días de antes o después de los acontecimientos más destacados ya expuestos. Adicionalmente parece conveniente hacer notar que han sido eliminados los 5 días inmediatamente posteriores al hecho en sí con el fin de eliminar posibles efectos distorsionadores de carácter transitorio. Los resultados para las distintas submuestras, exentas de cualquier acontecimiento que pudiera distorsionar su dinámica, se muestran en el cuadro 6. Los valores ofrecidos por el contraste permiten aceptar en todos ellos un comportamiento homogéneo. Más propiamente, su subdivisión interna arroja valores del estadístico que no son suficientemente elevados como para rechazar la igualdad de densidad empírica entre subperíodos, a los niveles de significación convencionales. En consecuencia se analizarán 5 subperíodos diferentes para la Pta/US\$ y dos para la Pta/DM. El primer período de la Pta/US\$ es especialmente reducido 12-2-76 a 11-7-77 y se refiere al período intradevaluaciones. El segundo recoge el período

Cuadro 6: CONTRASTE DE ESTACIONARIEDAD CON SERIES DE VARIACIONES DIARIAS

Pta/US\$				Pta/DM			
Muestra	D	χ^2_{k-1} *	K-1	Muestra	D	χ^2_{k-1} *	K-1
12-2-76 11-7-77	7,713	22,364	13	1-1-76 10-10-79	28,370	30,149	19
15-7-77 10-10-79	9,069	23,685	14	17-10-79 30-12-87	45,840	46,194	32
17-10-79 31-8-81	22,228	23,685	14	12-10-90 16-9-92	5,827	26,300	16
10-12-82 30-12-87	20,272	48,602	34	21-9-92 13-5-93	1,536	11,076	5
5-1-88 31-12-93	22,260	46,194	32	12-10-90 13-5-93	9,662	23,685	14

* Valores críticos de χ^2_{k-1} al 5%.

12-7-76/11-7-77 período intradevaluaciones. 15-7-77/10-10-79 después de la devaluación de julio de 1977 y antes del cambio del sistema de intervención de la Reserva Federal Americana. 17-10-79/31-8-81 después del cambio del sistema de intervención de la reserva Federal Americana y antes de la devaluación de diciembre de 1982. 10-12-82/30-12-87 después de devaluación de diciembre de 1982 y antes del cambio del sistema de intervención del Banco de España. 5-1-88/31-12-93 después del cambio del sistema de intervención del Banco de España y final del período de análisis. 1-1-76/10-10-10-79 inicio del período de análisis y antes del cambio del sistema de intervención de la Reserva Federal Americana. 17-10-79/30-12-87 después del cambio del sistema de intervención de la Reserva Federal Americana y antes del cambio del sistema de intervención del Banco de España. 12-10-90/16-9-92 período intradevaluaciones. 21-9-92/13-5-93 período intradevaluaciones. 12-10-90/13-5-93 período completo.

desde la devaluación de julio de 1977 hasta el cambio del sistema de intervención del la Reserva Federal 10-10-79. El tercero parte de los días siguientes a este cambio y se extiende hasta el 31-8-81 período en el que comienzan fuertes presiones especulativas hasta la devaluación de diciembre de 1982. El cuarto comprende el período entre dicha devaluación y el cambio del sistema de intervención del Banco de España 30-12-87. El quinto y último contiene el período posterior a dicho cambio del sistema de intervención.

El primer período de la Pta/DM abarca del inicio hasta la incorporación de España en el SME. El segundo período se extiende desde el 12-10-90, momento de la incorporación de la Libra en el SME y que provocó un fuerte proceso de depreciaciones en el seno de las divisas del SME, hasta el día anterior a la devaluación del 14-5-93. Lógicamente, el período intermedio (hasta octubre de 1990) y el período posterior se desprecian por el reducido número de observaciones.

La evidencia aportada acerca del efecto de los cambios en los sistemas de intervención y los ajustes en los tipos de cambios permite considerar que ésta sea una de las causas del rechazo de la hipótesis de iid detectado con el estadístico BDS. No obstante, resulta posible que no sea la única.

3. CORRELACIÓN SERIAL

Desde una perspectiva económica, el rechazo de la tradicional hipótesis de comportamiento iid de los precios de los activos financieros, motivado por la existencia de variaciones correlacionadas, no implica necesariamente que los mercados financieros sean ineficientes. Así, Lo y Mackinlay (1988) afirman que ello sólo supone el rechazo del modelo de paseo aleatorio de formación de precios. En este sentido, ya Taylor (1982), refiriéndose al mercado de divisas, hacía referencia a las distintas causas que pueden ocasionar la existencia de componentes a corto plazo y que no violan el principio de eficiencia. Taylor citaba, entre ellas, a los denominados fenómenos sobrerreacción/subreacción¹¹ (*overshooting/undershooting*), la aversión al riesgo, y las intervenciones oficiales que los distintos gobiernos realizan en los mercados. Bien es cierto que, si se entiende que los gobiernos son un agente más en los mercados cambiarios y que pueden tener poder de fijación de precios, la calificación de eficiencia sería, cuando menos, cuestionable.

En términos generales, como señalan Cheung y Lai (1993), las dependencias a corto plazo pueden presentarse por muy distintos motivos, entre los que cabe destacar la existencia de órdenes limitadas y demandas de coberturas suplementarias. A su vez la memoria a corto plazo puede ser también el reflejo de una especulación extrapolada o de “ruido” en las transacciones.

El contraste de la hipótesis de incorrelación en el análisis de series temporales tradicionalmente se ha llevado a cabo mediante el empleo de técnicas lineales como la función de autocorrelación (FAC) (para la detección de correlación indi-

(11) Estos términos surgen en el contexto de los modelos monetarios de precios fijos [Dornbusch (1976)].

vidual) y del contraste de Box-Pierce (1970) o Ljung-Box (1978) (para el contraste conjunto). No obstante, los resultados que proporcionan dichas técnicas pueden quedar invalidados si se detectan comportamientos heterocedásticos en las series objeto de estudio, puesto que el error estándar de los coeficientes, según la expresión de Bartlett, puede subestimar el verdadero valor del error. Este hecho puede motivar que resultados acordes con la presencia de autocorrelación sean meramente el reflejo de cambios en la varianza.

Las múltiples aportaciones acerca del comportamiento heterocedástico¹² de los tipos de cambio justifica la elección de contrastes que se presenten robustos bajo condiciones de heterocedasticidad. A este respecto los contrastes utilizados por Liu y He (1992) y Hsieh (1989), Ratio-Varianza y Box-Pierce heterocedástico, han llevado a resultados dispares, lo que abre ciertos interrogantes acerca de la existencia de correlación serial en las series de tipos de cambio. En este sentido, en el trabajo se ha procedido a contrastar inicialmente la hipótesis de incorrelación serial mediante ambos contrastes, permitiéndonos paralelamente ofrecer resultados comparativos de ambos estadísticos.

Adicionalmente, la información que puede proporcionarnos el Ratio-Varianza no resulta irrelevante en caso de obtener resultados que permitan rechazar la hipótesis nula (ausencia de autocorrelación). Como indican Liu y He (1992), Glen (1992), Faust (1989) y Poterba y Summers, (1988) el ratio-varianza permite discernir entre fenómenos *over/undershooting*.

Las distintas definiciones ofrecidas tanto por Levich (1981) y Frankel y Froot (1990) dan una idea clara acerca de la sobre-reacción en los tipos de cambios. Concepciones que dejan entrever la distinción que debe hacerse entre la volatilidad temporal existente en los tipos de cambio y los desajustes persistentes que éstos puedan mostrar. En este contexto, la volatilidad es entendida como la cantidad de variabilidad a corto plazo, mientras que el desajuste es una separación persistente del tipo de cambio de su nivel de equilibrio. Ambas acepciones tienen importantes implicaciones, ya que los tipos de cambio pueden mostrarse volátiles alrededor de un nivel de equilibrio o estables en desajustes por largos periodos de tiempo.

El contraste Ratio-Varianza [Lo y Mackinlay (1988)] resulta sensible a la presencia de correlación serial, si bien se presenta robusto frente a formas generales de heterocedasticidad, incluyendo las del tipo ARCH [Engle (1982)], y no normalidad. El estadístico viene expresado en los siguientes términos:

$$M(q) = \frac{\sigma_q^2}{\sigma_a^2} - 1$$

donde

$$\sigma_q^2 = \frac{1}{q(T-q)(T-q+1)} \sum_{t=q}^T (x_t(q) - q\mu)^2 \quad \text{y} \quad \sigma_a^2 = \frac{1}{(T-1)} \sum_{t=1}^T (x_t - \mu)^2,$$

siendo

(12) Véanse, los trabajos de Milhoj (1987), Hsieh (1988, 1989ab), Mañas (1988), Higgins y Bera (1992) y Peña (1989). Este último para resultados sobre el mercado español.

$$\mu = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \text{ y } x_t(q) = \sum_{i=0}^{q-1} x_{t-i}$$

Para permitir formas generales de heterocedasticidad, Lo y Mackinlay derivan un estimador de la varianza asintótica de $M(q)$ a partir de un estimador consistente de la varianza de coeficiente de autocorrelación r_i . Denotando por δ_i y $\theta(q)$ a las varianzas asintóticas de r_i y $M(q)$, se tiene:

$$\delta_i = \frac{\sum_{t=i+1}^T (x_t - \mu)^2 (x_{t-i} - \mu)^2}{(T\sigma_a^2)^2} \text{ y } \theta(q) = \sum_{i=1}^q \left[\frac{2(q-i)}{q} \right]^2 \delta_i$$

De modo que $M(q)$, bajo la hipótesis nula de no autocorrelación, se distribuye asintóticamente como una $N(0, \theta(q))$ y el estadístico $z(q)$, por tanto, como una $N(0, 1)$, donde:

$$z(q) = M(q) \cdot \theta(q)^{-1/2} \sim N(0, 1)$$

Dicho estadístico precisa de la elección del orden q retardo de la serie. Esta elección, lógicamente, no es irrelevante. Los propios autores utilizan, con datos semanales, $q=2, 4, 8$ y 16 [véase Lo y Mackinlay (1988)]. En ausencia de una guía precisa, hemos utilizado retardos de 2 a 22 que aproximarían a las sesiones hábiles de un mes de mercado.

Los resultados ofrecidos¹³ (véanse cuadros 7, 8 y 9) conducen a conclusiones que permiten establecer diferencias entre la Pta/US\$ y la Pta/DM. Para el caso de la Pta/US\$ no existen indicios en favor de la existencia de correlación serial significativa. Así para ninguna de las submuestras obtenemos estadísticos ($M(q)$) que permitan aceptar la hipótesis nula (véase cuadro 8). Tan sólo para el caso de la serie entera (1976/1993) podríamos rechazarla a un nivel de significación del 10% para $q=2$. Ello resulta de difícil interpretación si, como se observa en el cuadro 8, ninguna de las submuestras ofrece estas conclusiones. Quizá sea un tema de interés verificar la robustez del estadístico frente a la presencia de cambios significativos en la media o en la varianza de la serie. La evidencia aquí aportada para la Pta/US\$ no parece estar en consonancia con los resultados derivados del trabajo de Liu y He (1992) para series de tipos de cambio de periodicidad semanal.

Por contra, la serie de variaciones de tipos de cambio Pta/DM presentan autocorrelación significativa que se mantiene durante varios días. En este caso, las conclusiones para la serie completa y las subseries analizadas, aunque con distinta intensidad, son coincidentes en el rechazo de la hipótesis nula (véanse cuadros 7 y 9).

(13) El análisis se ha realizado tanto para la muestra entera (1976/1993) como para las distintas submuestras realizadas. Este procedimiento nos permitirá analizar la sensibilidad de los resultados obtenidos a la elección temporal seleccionada.

Cuadro 7: RATIO-VARIANZA SERIE DE VARIACIONES DIARIAS: SERIE COMPLETA

q	Pta/US\$ 1-1-76/31-12-93		Pta/DM 1-1-76/31-12-93	
	M(q)	Z(q)	M(q)	Z(q)
2	-0,047	-1,933	-0,167	-3,476
4	-0,058	-1,429	-0,248	-3,314
8	-0,046	-0,825	-0,259	-2,739
16	-0,033	-0,435	-0,243	-2,186

El ratio-varianza es un contraste de dos colas.

Valores críticos para una cola 1,64 (10%), 1,96 (5%).

Cuadro 8: RATIO-VARIANZA SERIES DE VARIACIONES DIARIAS

q	Pta/US\$									
	12-2-76/11-7-77		15-7-77/10-10-79		17-10-79/31-8-88		10-12-82/30-12-87		5-1-88/31-12-93	
	M(q)	Z(q)	M(q)	Z(q)	M(q)	Z(q)	M(q)	Z(q)	M(q)	Z(q)
2	-0,361	-1,090	-0,204	-1,050	-0,010	-0,163	-0,064	-0,966	-0,024	-0,676
4	-0,543	-1,090	-0,309	-1,051	-0,102	-0,892	-0,122	-1,163	-0,006	-0,085
8	-0,614	-1,046	-0,364	-1,034	-0,176	-0,935	-0,122	-0,876	0,062	0,617
16	-0,581	-0,902	-0,348	-0,882	-0,122	-0,432	-0,134	-0,733	0,131	0,900
22	-0,547	-0,822	-0,336	-0,810	-0,099	-0,296	-0,176	-0,854	0,188	1,107

El ratio-varianza es un contraste de dos colas.

Valores críticos para una cola 1,64 (10%), 1,96 (5%).

Cuadro 9: RATIO-VARIANZA SERIES DE VARIACIONES DIARIAS

q	Pta/DM			
	1-1-76/18-6-89		12-10-90/13-5-93	
	M(q)	Z(q)	M(q)	Z(q)
2	-0,110	-2,383	-0,447	-2,635
4	-0,129	-2,041	-0,671	-2,603
8	-0,119	-1,196	-0,782	-2,516
16	-0,103	-0,889	-0,853	-2,466
22	-0,110	-0,894	-0,868	-2,407

El ratio-varianza es un contraste de dos colas.

Valores críticos para una cola 1,64 (10%), 1,96 (5%).

Si se supone la capacidad del Ratio-Varianza para la detección de la sobre-reacción/subreacción a la luz de los resultados podríamos considerar que Pta/DM se enfrenta a un fenómeno de sobre-reacción. Así la explicación de la negatividad surgida en el coeficiente de primer orden¹⁴ puede hallarse en la posible existencia de un proceso de reversión a la media, estando en consonancia con el modelo propuesto por Summers (1986). Como exponen Szakmary *et al.* (1995) la sobre-reacción conlleva un proceso de reversión a la media. Ligado a este aspecto, caso de suponer la existencia de reversión a la media, se podría tener indicios para considerar que cuando las fluctuaciones de los tipos de cambio nominales producen desviaciones al cumplimiento de la PPP, éstas tenderán a desaparecer. [Nageswaran (1995)].

Para confirmar los resultados del análisis individual en los cuadros X y XI se recogen los resultados derivados del contraste conjunto Box-Pierce heterocedástico [Diebold (1986)]. El estadístico¹⁵

$$Q^*(k) = \sum_{\tau=1}^k [\rho(\tau) / S(\tau)]^2$$

bajo la hipótesis nula, ausencia de correlación, se distribuye asintóticamente como una χ^2 con K grados de libertad.

Este contraste confirma las conclusiones derivadas del Ratio-Varianza. La Peseta frente al Dólar americano no parece mostrar indicios de autocorrelación serial significativa a los niveles convencionales. Dichos resultados se encuentran en la línea de los ofrecidos por otros autores [Mañas (1986 y 1988), Hsieh (1988 y 1989b)]. Además, el comportamiento de la Pta/US\$ para el período 1976-1993 parece estar acorde con el de los distintos subperíodos analizados (cuadro 10).

Coincidiendo con los resultados del ratio-varianza, los valores del estadístico $Q^*(k)$ indican la existencia de autocorrelación serial en la serie de variaciones relativas Pta/DM. Como en el caso anterior, las conclusiones por subperíodos (cuadro 11) son muy similares a los obtenidos para el período completo, aunque de menor magnitud. Si obviamos el período global, se observan altos valores del estadístico para el período interdevaluaciones (12/10/90-16/9/92) una vez que España entró a formar parte del mecanismo del SME.

De acuerdo con los resultados del Box-Pierce ajustado, nuevamente se aprecia una importante diferencia en el comportamiento de la Peseta con respecto a una y a otra moneda. Este hecho puede quedar justificado formalmente por la incorporación de la Peseta al SME, e informalmente, al hecho de que con anteriori-

(14) $M(2)$ corresponde con el coeficiente de correlación de primer orden [véase Lo y Mackinlay, (1988) teorema 2].

(15) $S(\tau)$ es el estimador consistente a heterocedasticidad del error estándar para los k coeficientes de autocorrelación muestrales y cuya expresión es:

$$S(\tau) = \sqrt{(1/N)(1 + \gamma_{\tau^2}(\tau) / \sigma^4)}$$

$\gamma_{\tau^2}(\tau)$ representa la autocovarianza muestral de los datos al cuadrado y σ la desviación típica muestral.

**Cuadro 10: Box-PIERCE HETEROCEDÁSTICO CON SERIES DE VARIACIONES DIARIAS:
SERIE COMPLETA Y SUBMUESTRAS**

Q*	Pta/US\$					
	1-1-76 31-12-93	12-2-76 11-7-77	15-7-77 10-10-79	17-10-79 31-8-81	10-12-82 30-12-87	5-1-88 31-12-93
1	3,739	1,189	1,102	0,026	0,934	0,455
2	3,802	1,330	1,133	3,963	4,833	1,635
4	5,003	2,962	1,374	5,433	10,415	4,590
8	14,309	6,962	3,571	14,279	13,590	11,388
16	21,117	15,011	9,557	21,406	19,420	25,241
22	29,263	16,714	14,633	25,069	31,034	33,028

Valores críticos al 5% $\chi^2_1 = 3,84$; $\chi^2_2 = 5,99$; $\chi^2_4 = 9,49$; $\chi^2_8 = 15,51$; $\chi^2_{16} = 26,30$; $\chi^2_{22} = 33,92$.

**Cuadro 11: Box-PIERCE HETEROCEDÁSTICO CON SERIES DE VARIACIONES DIARIAS:
SERIE COMPLETA Y SUBMUESTRAS**

Q*	Pta/DM		
	1-1-76 31-12-93	1-1-76 18-6-89	12-10-90 13-5-93
1	12,065	5,678	6,938
2	13,211	7,324	7,634
4	18,189	11,492	12,195
8	21,917	20,997	21,864
16	27,723	24,296	30,535
22	32,057	30,094	32,789

Valores críticos al 5% $\chi^2_1 = 3,84$; $\chi^2_2 = 5,99$; $\chi^2_4 = 9,49$; $\chi^2_8 = 15,51$; $\chi^2_{16} = 26,30$; $\chi^2_{22} = 33,92$.

dad a la adhesión al SME la política cambiaria a corto plazo del Banco de España se expresaba en términos de determinadas bandas de fluctuación del tipo de cambio Pta/Marco.

Antes de concluir este apartado conviene reparar en el hecho de que los contrastes utilizados no son consistentes, en consecuencia no son capaces de detectar cualquier desviación respecto de la hipótesis nula. Hong (1994) propone tres clases de estadísticos basados en distintas medidas de divergencia de densidades espec-

trales que son consistentes para el contraste de la correlación serial. Para dar un mayor aval empírico a nuestros resultados se propone la aplicación de un caso particular de estos estadísticos que son los basados en medidas de divergencia en norma cuadrática, M1.

$$M_{1n} = (n \sum_{j=1}^{n-1} k^2(j/p_n) \rho^{*2}(j) - C_n(k)) / (2D_n(k))^{1/2}$$

donde:

n = número de datos.

$\rho^{*2}(j)$ = estimación del coeficiente de autocorrelación de orden j-ésimo.

$$C_n(k) = \sum_{j=1}^{n-1} (1 - j/n) k^2(j/p_n)$$

$$D_n(k) = \sum_{j=1}^{n-2} (1 - j/n) (1 - \frac{j+1}{n}) k^4(j/p_n)$$

k es un núcleo. El autor prueba con cuatro núcleos: Daniell, Parzen, Espectral Cuadrático y Bartlett mostrando que su elección, salvo en este último, apenas tiene repercusiones en el poder y tamaño del estadístico. p_n es el orden de suavizado de la densidad espectral estimada. En este caso, el autor informa de que su elección tiene ciertas repercusiones por lo que ofrece tres posibilidades en las que se toma el entero más próximo: $\ln(n)$, $3.n^{0.2}$ y $3.n^{0.3}$. Hong (1994) demuestra que el estadístico M1, bajo la hipótesis nula de incorrelación serial, se distribuye asintóticamente como una $N(0,1)$.

En nuestro caso, para la aplicación del estadístico hemos optado por el núcleo de Daniell y hemos tomado la primera y la última de las expresiones propuestas para determinar p_n órdenes de suavizado.

Los resultados obtenidos son, en términos generales, similares a los ya expuestos: ausencia de correlación en las subseries de la Pta/US\$ y correlación significativa en las subseries Pta/DM (véase cuadro 12). No obstante se revela una diferencia con los contrastes anteriores. El primer subperíodo de la Pta/US\$ (12-2-76 a 11-7-77) presenta autocorrelación serial significativa para ambos órdenes de suavizado. En consecuencia se filtrará dicha dependencia previamente al contraste de no linealidad en media que se propone en el sexto epígrafe.

4. ESTACIONALIDAD DIARIA

El análisis de la presencia de autocorrelación serial nos ha ofrecido distintas conclusiones sobre la existencia de regularidades entre la Pta/US\$ y Pta/DM. En este epígrafe se analizará la posible existencia de efectos estacionales diarios presentes en las series estudiadas. El efecto día de la semana es una regularidad empírica consistente en que las variaciones relativas de la serie no resultan indepen-

Cuadro 12: CONTRASTE DE CORRELACIÓN SERIAL DE HONG M1

Pta/US\$			Pta/DM		
Período	$n_1 = \ln(n)$	$n_2 = 3.n^{0.3}$	Período	$n_1 = \ln(n)$	$n_2 = 3.n^{0.3}$
12-2-76 31-12-93	1,101	0,338	12-2-76 31-12-93	17,680	4,050
12-2-76 11-7-77	9,225	2,979	1-1-76 18-6-89	7,040	1,651
15-7-77 10-10-79	3,626	1,010	12-10-90 13-5-93	22,609	7,512
17-10-79 31-8-91	0,659	0,675			
10-12-82 30-12-87	1,678	0,709			
5-1-88 31-12-93	0,339	0,680			

n representa el tamaño muestral. Valores críticos 1,64 (10%); 1,96 (5%).

dientes del día de la semana en que se producen. Esta regularidad ha sido ampliamente estudiada en los mercados de valores y, aunque en menor medida, también se ha contrastado en los mercados de divisas¹⁶. No obstante, su origen no parece tan claro en la literatura, describiéndose causas ligadas a factores estructurales de los mercados (sistemas de contratación, liquidez...), efecto de las noticias de los fines de semana, mecanismos de actuación de los gestores de fondos...

En referencia a los mercados de divisas destaca el trabajo de McFarland *et al.* (1982) quienes dejaban constancia de la existencia de un efecto estacional diario en las series de variaciones relativas de los tipos de cambios. Los resultados a los que llegan, rendimientos altos los lunes y miércoles y en sentido opuesto los jueves y viernes, son explicados debido al mecanismo institucional de contratación del mercado cambiario americano los jueves y al efecto de la demanda de dólares que se produce al inicio y al final de la semana. En esta línea Hsieh (1988) también obtiene evidencia en favor de esta regularidad en las series cambiarias. Para el mercado español Peña (1989) muestra que en él se detecta la existencia del denominado efecto día.

(16) Ver MacFarland *et al.* (1982), Hsieh (1988), entre otros, y Peña (1989) para el mercado Español.

En el presente trabajo se ha optado por aplicar la técnica de regresión para verificar la presencia de estacionalidad diaria en las series. El modelo de regresión propuesto es el siguiente:

$$X_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \varepsilon_t$$

donde $X_t = \ln(P_t / P_{t-1})$; D_L , D_M , D_X , D_J , D_V son variables ficticias que adoptan el valor 1 los lunes, martes, miércoles, jueves y viernes, respectivamente, y cero en caso contrario, lo que implica que estamos condicionando los rendimientos a que estos se hayan producido el lunes, martes... Así, la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad diaria queda expuesta como $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$.

Para la estimación de los coeficientes β se ha aplicado el procedimiento de White (1980) para la Pta/US\$ (con la excepción de la primera subserie que se ha corregido igualmente por autocorrelación) y el de White (1980) y Hansen (1982) para la Pta/DM¹⁷. Los estadísticos χ^2 se corresponden con el contraste de la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad diaria.

El cuadro 13 presenta estos estadísticos para los diferentes subperíodos analizados en ambas series de tipos de cambio. Los resultados indican la presencia de estacionalidad diaria en la serie Pta/US\$ durante los períodos 12-2-1976/11-7-1977, 17-10-1979/31-8-81, 5-1-88/31-12-1993, y la ausencia de patrones estacionales diarios en la serie Pta/DM.

La existencia de estacionalidad diaria que hemos detectado podrían ser la causa del rechazo que inicialmente obtuvimos de un comportamiento homogéneo en la Pta/US\$ para el período 1976/1993, dado que esta regularidad no se mantiene para todos los subperíodos analizados. Así el período 15-7-77/10-10-1979 y el período 10-12-1982/30-12-1987 no permiten rechazar la hipótesis nula.

Por último, es conveniente hacer notar que los resultados en cuanto a la existencia de estacionalidad diaria en algunos de los subperíodos establecidos como homogéneos podrían cuestionar los resultados del contraste de la densidad empírica. Sin embargo, como ya apuntamos con anterioridad, este contraste nos permite establecer períodos que exhiben una función de densidad empírica similar, pero no estrictamente estacionarios.

5. NO LINEALIDAD EN MEDIA

Gran parte de la teoría económica sobre tipos de cambio se ha desarrollado a través de modelos que postulan relaciones lineales entre el tipo de cambio y sus fundamentos. En este campo, la investigación empírica ha girado en torno a dichas relaciones. Ello pone de relieve que los argumentos y evidencias proporcio-

(17) La necesidad de tener que corregir los errores estándar por los efectos de la heterocedasticidad y autocorrelación justifican el empleo de los métodos propuestos por ser robustos. Para el caso de la Pta/DM el número de retardos utilizado por los resultados que se muestran en el cuadro es 1. No obstante, los resultados se mantienen para retardos superiores. Además, especificaciones alternativas incluyendo la variable dependiente retardada y modelizaciones GARCH (1,1) mantienen las conclusiones presentadas.

Cuadro 13: CONTRASTE DE ESTACIONALIDAD DIARIA

Pta/US\$		Pta/DM	
Muestra	χ^2_4	Muestra	χ^2_4
12-2-76 11-7-77	17,261	1-1-76 18-6-89	4,081
15-7-77 10-10-79	7,884	12-10-90 13-5-93	5,49
17-10-79 31-8-91	14,281	—	—
10-12-82 30-12-87	1,561	—	—
5-1-88 31-12-93	10,235	—	—

Valor crítico de $\chi^2_4 = 9,492$ (5%).

nados por teóricos y empíricos, en materia de no linealidad, no han cobrado la relevancia requerida.

Los argumentos que se ofrecen en cuanto a las causas que originan no linealidad en los tipos de cambio son múltiples y podrían explicar el fracaso de los modelos estructurales lineales de tipos de cambio. Las investigaciones a este respecto han tratado de detectar e identificar dentro de los mercados cambiarios mecanismos que pueden generar dinámicas no lineales. Entre las posibles fuentes de no linealidad, ofrecidas por líneas alternativas de investigación, se contemplan: la deformación temporal, el efecto de las intervenciones, la psicología de mercado y efectos grupo o la existencia de burbujas intrínsecas, al margen, lógicamente, de consecuencias de incorrectas especificaciones de un modelo. Todas estas fuentes vienen de forma explícita detalladas en los trabajos de Guarda y Salmon (1993) y Salmon (1993).

Inicialmente parece oportuno contrastar si en nuestra moneda encontramos indicios de no linealidad para posteriormente tratar de establecer si ésta está presente en la media. El estadístico de contraste, nuevamente, será el BDS, con las subseries analizadas filtradas, en su caso, por autocorrelación o estacionalidad diaria. La eliminación de la dependencia lineal se ha realizado por medio de autorregresivos de orden bajo ($AR(p)$, $p=1,5$). Esta apuesta se fundamenta inicialmente en las afirmaciones de Liu *et al.* (1992) en el sentido de que elimina la posible dependencia lineal de las series a niveles prácticamente despreciables. Adicionalmente, los residuos de dichos autorregresivos fueron sometidos al con-

traste de Ratio-Varianza verificando la inexistencia de correlación serial significativa¹⁸.

El rechazo de la hipótesis nula del BDS sería un indicio en favor de la existencia de no linealidad. Conviene señalar que, caso de obtenerse un rechazo de la hipótesis nula, no podremos afirmar con ello si la dependencia no lineal se produce en media o en varianza o si es de naturaleza estocástica o determinista.

Los resultados que se presenta en los cuadros 14 y 15, si bien no son tan contundentes¹⁹, como los derivados del análisis de las series originales, avalan la presencia de dependencia no lineal en las series Pta/US\$ y Pta/DM.

Los resultados que se han presentado suponen una evidencia razonable de presencia de no linealidad en las series cambiarias analizadas, si bien, con lo realzado, poco puede aventurarse sobre su naturaleza. Dado que el objeto del trabajo es la detección de componentes en la media a continuación se analiza la posible presencia de no linealidad en ella.

La no linealidad en media, o también denominada no linealidad aditiva²⁰ lleva consigo que la esperanza condicional de las innovaciones, con respecto a las innovaciones pasadas y la información pasada de la propia variable, es distinta de cero. En términos matemáticos esta noción queda expresada:

$$E [e_t \mid x_{t-1}, \dots, x_{t-k}, e_{t-1}, \dots, e_{t-k}] \neq 0$$

donde e_t son generalmente los residuos de modelos lineales estimados.

Alternativamente, y sin exclusión, también nos podemos encontrar con que la serie presenta no linealidad multiplicativa²¹ o en varianza. Adicionalmente, existen casos particulares (modelos híbridos) que pueden ser expresado como una combinación de los anteriores²².

En términos de predicción, verificar el tipo de no linealidad existente en las series resulta relevante puesto que la existencia de no linealidad en media podría llevar consigo mejoras predictivas aun tratándose de procesos estocásticos. A su vez, debe recordarse que un proceso caótico es un caso particular de proceso no lineal en media, el cual verifica que $e_t=0$ para todo t , lo que implica poder realizar predicciones en el corto plazo.

Para diferenciar la fuente de la no linealidad, Hsieh (1989a) propone el contraste del tercer momento que discrimina entre no linealidad en media y en varianza. Dicho contraste se relaciona con la conducta del coeficiente de correlación de tercer orden $\rho(i,j)$ que, bajo la hipótesis nula de no linealidad multiplicativa, es

(18) Como ejemplo se presentan los estadísticos Z de $M(2)$ y $M(6)$ para el $AR(5)$ por subperiodos: -0,011 y -0,023 para 1-1-76/18-6-89 y 0,04y -0,036 para 12-10-90/13-5-93.

(19) Para alguna de las submuestras consideradas los resultados podrían estar sesgados debido a que el intervalo temporal comprende menos de 500 datos.

(20) $x_t=A(J_t)+e_t$; donde $J_t=[x_{t-1}, \dots, x_{t-k}, e_{t-1}, e_{t-k}]$, siendo A una función arbitraria de J_t .

(21) $x_t=B(J_t)e_t$; donde $J_t=[x_{t-1}, \dots, x_{t-k}, e_{t-1}, e_{t-k}]$, siendo B una función arbitraria de J_t .

(22) De la forma: $x_t=A(J_t)+ B(J_t)e_t$.

Cuadro 14: CONTRASTE BDS CON SERIES DE VARIACIONES DIARIAS AJUSTADAS

Pta/US\$	m	2σ	$1,25\sigma$	$0,5\sigma$
12-2-76	2	4,531	9,550	0,591
11-7-77	3	9,874	-11,499	-6,798
AR(1)	2	3,211	5,537	17,888
AR(5)	3	5,708	3,235	-7,932
15-7-77	2	9,691	10,715	12,576
10-10-79	3	16,186	21,168	28,871
	4	24,805	38,727	71,871
	5	40,553	80,390	184,690
17-10-79	2	8,037	8,869	10,862
31-8-81	3	10,315	20,626	14,688
	4	19,406	13,478	-4,103
	5	36,685	-3,446	-2,389
10-12-82	2	4,275	1,767	-0,728
30-12-87	3	5,394	3,873	3,204
	4	4,777	4,527	11,283
	5	2,826	3,503	-12,149
5-1-88	2	1,987	4,408	5,396
31-12-93	3	3,244	5,865	3,402
	4	1,477	-0,996	11,362
	5	4,989	7,591	-10,161

Valores críticos 1,960 (5%); 2,326 (2%); 2,576 (1%).

El período 12-2-76 a 10-10-79, se presentan los resultados del ajuste por un AR(1) y un AR(5). Tan sólo se recogen resultados para las dimensiones m=2 y 3 ya que el número de datos es de 346.

Cuadro 15: CONTRASTE BDS CON SERIES DE VARIACIONES DIARIAS AJUSTADAS

Pta/DM	m	AR(1)			AR(5)		
		2σ	$1,25\sigma$	$0,5\sigma$	2σ	$1,25\sigma$	$0,5\sigma$
1-1-76	2	16,57	16,68	16,05	16,93	16,88	16,27
18-6-89	3	20,37	21,08	20,52	20,81	21,31	20,78
	4	22,51	24,58	24,80	23,20	24,99	25,18
	5	24,24	28,59	30,13	24,95	29,00	30,48
21-9-92	2	9,16	9,87	9,76	12,32	12,54	12,48
13-5-93	3	11,43	13,55	14,97	13,96	14,91	16,70
	4	14,21	16,69	29,21	16,58	20,57	28,79
	5	16,09	22,97	22,17	19,72	29,53	20,20

Valores críticos 1,960 (5%); 2,326 (2%); 2,576 (1%).

igual a cero para todo $i, j > 0$. La elección de i y j atiende a lo realizado por otros autores [véase Hsieh (1989a) y Olmeda y Perez (1995)], optando por i, j desde 1 hasta 5. Así formalmente el contraste vendría expresado en los siguientes términos:

$$Q(i, j) = \frac{T^{1/2} \rho(i, j)}{V(i, j)}$$

siendo

$$\rho(i, j) = \frac{(1/T) \sum_{t=1}^{t=T; i, j=5} x_t x_{t-i} x_{t-j}}{\left[(1/T) \sum_{t=1}^{t=T} x_t^2 \right]^{1.5}}$$

$$V(i, j) = \frac{(1/T) \sum_{t=1; i, j=1}^{t=T; i, j=5} x_t^2 x_{t-i}^2 x_{t-j}^2}{\left[(1/T) \sum_{t=1}^{t=T} x_t^2 \right]^3}$$

El estadístico $Q(i, j)$ bajo la hipótesis nula se distribuye como una $N(0, 1)$.

Las series sometidas al contraste son las series originales y las distintas submuestras ajustadas cada una de ellas a las distintas regularidades detectadas en el epígrafe anterior (autocorrelación y estacionalidad diaria) que, en su caso, resultaban significativas.

Los resultados para las series Pta/US\$ y Pta/DM, así como los de las distintas submuestras analizadas se presentan en los cuadros 16, 17 y 18. En términos generales, los datos presentados no permiten el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de no linealidad en media. Aunque existen algunas pequeñas excepciones ($\rho(3, 5)$ en la Pta/US\$ y $\rho(1, 3)$ en la Pta/DM) en el contraste de las series enteras, éstas no parecen causa suficiente como para rechazar la hipótesis nula.

En este sentido los resultados proporcionados para la Pta/US\$ se encuentran en la línea de los expuestos en el trabajo de Hsieh (1989a).

6. CONCLUSIONES

El presente trabajo ha tratado de establecer en qué medida nuestra moneda presentaba regularidades que podrían estar próximas a las detectadas para otras monedas ampliamente contrastadas, en lo concerniente a componentes a corto plazo en la media. Se pretendía también poder establecer si la pertenencia, directa o indirecta, a un sistema de tipos de cambio u otro podría proporcionar un com-

Cuadro 16: CONTRASTE DEL TERCER MOMENTO CON SERIES AJUSTADAS

i	j	Pta/US\$		Pta/DM			
		Original		AR(1)		AR(5)	
		$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p
1	1	-0,283	-1,474	1,589	0,990	1,624	0,999
1	2	0,006	0,281	0,026	0,349	0,047	0,681
1	3	0,027	0,800	0,120	1,898	0,115	1,914
1	4	0,008	0,421	-0,037	-0,587	-0,030	-0,515
1	5	0,015	0,496	0,035	0,585	0,038	0,638
2	2	0,068	1,043	-0,241	-1,465	-0,069	-0,604
2	3	-0,031	-1,050	0,080	0,758	0,128	1,238
2	4	0,020	1,100	-0,004	-0,159	0,005	0,237
2	5	-0,002	-0,121	0,010	0,566	0,005	0,259
3	3	-0,004	-0,101	-0,118	-0,590	0,165	0,850
3	4	0,013	0,678	-0,053	-0,533	-0,083	-1,002
3	5	-0,030	-1,687	-0,024	-1,449	-0,017	-0,995
4	4	-0,013	-0,129	0,291	0,957	-0,042	-0,312
4	5	-0,040	-1,230	-0,035	-0,557	-0,080	-1,160
5	5	-0,023	-0,331	-0,036	-0,499	-0,239	-1,357

$t_p = T^{1/2} r(i,j)/[\omega(i,j)/\sigma^6]^{1/2} \sim N(0,1)$.

Valores críticos: 1,645 (10%); 1,960 (5%); 2,576 (1%).

portamiento diferenciado en nuestra moneda. Acorde con dichos propósitos, la estrategia del trabajo parte del contraste de la hipótesis iid para las primeras diferencias logarítmicas de dichos tipos de cambio para el período 1976-1993. Los resultados del estadístico BDS son contundentes en el rechazo de la hipótesis nula de iid., tanto para la Pta/US\$ como para la Pta/DM. Estos resultados están en consonancia con la amplia evidencia internacional acerca del rechazo de la hipótesis de iid que se ha obtenido aplicando igualmente el contraste BDS.

No obstante, el rechazo obtenido no nos permite identificar la causa que lo motiva. Por ello, y previamente al contraste de dependencias lineales y no lineales en la media, se analiza la posible existencia de cambio en la dinámica de las series, con el empleo de un contraste χ^2 . Este contraste nos ha permitido identificar subperíodos “homogéneos” con los cuales obtener resultados más consistentes.

Si hasta este punto no se habían alcanzado resultados que permitían establecer pautas diferenciadoras entre la Pta/US\$ y la Pta/DM, es a partir del análisis de la correlación serial y de la estacionalidad diaria cuando se detectan diferencias. Así, mientras que la Pta/DM ha mostrado indicios en favor de correlación, la

Cuadro 17: CONTRASTE DEL TERCER MOMENTO CON SERIES AJUSTADAS

		Pta/US\$									
		12-2-76 11-7-77*		15-7-77 10-10-79		17-10-79 31-8-81		10-12-82 30-12-87		5-1-88 31-12-93	
i	j	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p
1	1	3,509	1,239	-2,015	-1,023	-0,046	-0,259	-0,537	-1,146	0,031	0,183
1	2	-1,039	-1,003	0,060	1,825	0,053	0,756	0,046	0,654	0,018	0,498
1	3	-0,220	-1,122	-0,101	-0,989	-0,067	-0,811	-0,027	-0,689	0,113	1,166
1	4	0,133	1,426	-0,031	-1,025	-0,033	-0,358	0,029	0,717	0,010	0,209
1	5	-0,143	-0,888	-0,031	-0,643	-0,046	-0,584	0,079	0,750	0,006	0,155
2	2	1,418	1,022	0,203	0,864	-0,043	-0,396	0,087	0,653	0,016	0,151
2	3	-0,094	-0,955	-0,001	-0,046	-0,093	-1,295	-0,122	-1,228	0,055	1,198
2	4	-0,089	-0,881	0,053	0,903	-0,044	-0,610	0,002	0,043	0,030	0,697
2	5	0,015	0,313	0,029	0,553	-0,074	-1,138	0,014	0,324	0,013	0,347
3	3	0,069	0,521	-0,176	-1,359	0,040	0,217	0,002	0,014	0,020	0,226
3	4	0,024	0,293	0,019	0,792	0,161	1,042	-0,004	-0,091	0,030	0,772
3	5	0,132	1,428	0,004	0,149	-0,026	-0,284	-0,027	-0,664	-0,056	-1,525
4	4	-0,171	-1,135	-0,110	-0,685	-0,176	-0,661	0,150	1,157	0,028	0,412
4	5	0,106	0,566	0,090	1,149	-0,110	-1,069	-0,114	-1,155	-0,026	-0,467
5	5	-0,319	-1,181	0,216	1,429	0,048	0,424	0,030	0,216	0,016	0,180

$t_p = T^{1/2} r(i,j)/[\omega(i,j)/\sigma^6]^{1/2} \sim N(0,1)$,

Valores críticos: 1,645 (10%); 1,960 (5%); 2,576 (1%),

(*) Los resultados para el período 12-2-76 a 11-7-77 se refieren a los obtenidos sobre los residuos de un modelo con estacionalidad diaria y la variable retardada un período, Estos son prácticamente idénticos cuando se incorporan en el modelo 5 retardos de la variable.

Pta/US\$ no exhibe esta dependencia. En este sentido, debemos decir que los contrastes empleados han conducido básicamente a una misma conclusión, no surgiendo entre ellos apenas resultados contradictorios como en el trabajo de Liu y He (1992). Los resultados para la Pta/US\$ parece que están más en consonancia con los presentados por aquellos autores que han empleado el Box-Pierce heterocedástico para detectar la posible existencia de correlación serial. En cuanto a la evidencia de componentes lineales en la media para la Pta/DM, éstas pueden venir por la existencia de bandas de fluctuación en la relación Pta/DM tanto formalmente desde la incorporación de la Peseta al SME como informalmente en períodos anteriores a este hecho.

Filtradas las submuestras, en su caso, por autocorrelación y estacionalidad diaria, fueron sometidas al estadístico BDS. Los resultados, aunque menos contundentes que sobre las series originales, permiten afirmar la existencia de no lineali-

Cuadro 18: CONTRASTE DEL TERCER MOMENTO CON SERIES AJUSTADAS

		Pta/DM							
		1-1-76/18-6-89				12-10-90/13-5-93			
		AR(1)		AR(5)		AR(1)		AR(5)	
i	j	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p	$\rho(i,j)$	t_p
1	1	1,132	0,791	-0,602	-1,414	-0,309	-0,289	-0,132	-0,155
1	2	0,066	1,226	0,014	1,002	0,001	0,002	-0,002	-0,011
1	3	1,143	1,744	0,001	-0,867	0,006	-0,057	0,049	0,530
1	4	-0,085	-1,095	0,001	-0,255	0,156	1,197	0,103	0,917
1	5	0,087	1,732	0,002	0,341	-0,023	-0,315	0,066	1,209
2	2	-0,318	-1,598	-0,061	-1,253	-0,126	-0,148	-0,105	-0,195
2	3	0,169	1,117	0,003	0,982	-0,321	-2,548	-0,127	-1,235
2	4	-0,015	-0,264	0,017	0,943	0,097	1,360	0,112	1,281
2	5	0,003	0,072	0,005	0,276	0,145	1,219	0,092	1,197
3	3	-0,152	-0,566	-0,159	-0,568	0,303	1,357	0,321	1,198
3	4	-0,134	-0,912	0,014	0,947	-0,061	-0,610	-0,032	-0,236
3	5	-0,026	-1,626	0,003	-0,166	0,102	1,543	0,103	1,963
4	4	0,558	1,263	-0,386	-1,025	-0,007	-0,044	0,036	0,105
4	5	0,020	0,885	0,013	0,764	0,102	1,180	0,008	0,098
5	5	0,064	1,286	-0,086	-0,762	-0,178	-1,181	-0,140	-0,760

$$t_p = T^{1/2} r(i,j) / [\omega(i,j) / \sigma^6]^{1/2} \sim N(0,1).$$

Valores críticos: 1,645 (10%); 1,960 (5%); 2,576 (1%).

dad. Este resultado motiva la aplicación del estadístico del tercer momento para determinar la presencia de no linealidad en media. De acuerdo con estos datos, la evidencia es prácticamente nula, al igual que en trabajo de Hsieh (1989a), lo que podría atribuirse a que la no linealidad detectada está presente en la varianza.

No obstante, a pesar de la escasa evidencia aportada en favor de la existencia de no linealidad en la media, no puede garantizarse su inexistencia. Debemos recordar que el contraste del tercer momento tiene como hipótesis nula la no linealidad en varianza. Esta cuestión no puede ser obviada, y máxime si se tienen presentes los argumentos ofrecidos por Pemberton y Tong (1981). Como señalan estos autores, una media condicional igual a cero implica que los momentos de tercer orden también lo sean, sin embargo la reciprocidad no se cumple. Bajo esta consideración, por tanto, no podemos llegar a conclusiones inequívocas acerca de que las series de tipos de cambios no posean componentes no lineales en media y, en consecuencia, que no exista posibilidad alguna de encontrar en ellos dinámicas acordes con tal comportamiento, caso de la dinámica caótica.

Adicionalmente, la posibilidad de enfrentarnos ante procesos de reversión a la media en lo que concierne al comportamiento de la Pta/DM, debería ser analizado en futuros trabajos, a tenor de las importantes implicaciones económicas que supondría confirmar este comportamiento

Por otro lado, sería interesante tratar de establecer si las series analizadas en el trabajo se pueden caracterizar por procesos fraccionalmente integrados, más concretamente del tipo ARFIMA(p,d,q), ya que, tras el rechazo del BDS, podría estar la existencia de integración fraccional.

Para concluir deseamos expresar que las regularidades presentadas con los tipos de datos analizados (tipos medios de oferta y demanda diarios) no significan la posibilidad de un fácil diseño de estrategias que permitan su aprovechamiento real, máxime al tratarse de mercados OTC. Además, habría que explorar con datos de alta frecuencia la naturaleza de algunas de estas dependencias ya que, en ocasiones, se desvanecen debido a la imposibilidad de acceso al mercado de forma instantánea (problemas de asincronía) y en otras no resulta económicamente interesante su realización.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baillie, R. y Bollersley, T. (1989): "Common stochastic trends in a system of exchange rates", *Journal of Finance*, 44, págs. 167-181.
- Bajo O., Fernández F. y Sosvilla S. (1994): "Medidas de volatilidad local en series temporales: Teoría y aplicación a los tipos de cambio Peseta-Dólar y Peseta-Marco", *Estudios Financieros*. Fundación BBV.
- Boothe, P. y Glassman, D. (1987): "The statistical distribution of exchange rates: Empirical evidence and economic implications", *Journal of International Economics*, 22, págs. 297-319.
- Box, G.E.P. y Pierce G.M. (1970): "Distribution of residual autocorrelation in autoregressive integrate moving average time series models", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 65, págs. 1.509-1.526.
- Brock, W., Dechert, W., Scheinkman, J. y LeBaron B. (1996): "A test for independence based on the correlation dimension", *Econometric Reviews*, 15, 3, págs. 197-235.
- Brock, W. y Sayers C. (1988): "Is the business cycle characterized by deterministic chaos?", *Journal of Monetary Economics*, 22, págs. 71-90.
- Calderon-Rossell, J., Ben-Horim, M. (1982): "The behavior of foreign exchange rates", *Journal of International Business Studies*, 13, págs. 99-110.
- Cornell, B.W. y Dietrich, J.K. (1978): "The efficiency of the market for foreign exchange under floating exchange rates", *The Review of Economics and Statistics*, 60, págs. 111-120.
- Dechert, W. (1988): "A caracterizacizac of independence for a gaussian process in term of the correlation dimension", *SSRI working paper*, 8812, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison.
- DeJong, D.N., Nankervis, J.C., Savin, N.E. y Whiteman C.H. (1992): "Integration versus trend stationary in time series". *Econometrica*, 2, págs. 423-433.
- Diebold, F.X. (1986): *Testing for serial correlation in the presence of ARCH*, University of Pennsylvania. Citado en Hsieh (1988).

- Diebold, F.X. y Rudebush, G.D. (1991): "On the power of Dickey- Fuller tests against fractional alternatives", *Economic Letters*, 35, págs. 155-160.
- Dornbusch, R. (1976): "Expectations and exchange rates dynamics", *Journal of Political Economy*, 84, págs. 1.161-1.176.
- Engle, R. (1982): "Autorregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econometrica*, 50, págs. 987-1.007.
- Faust, J. (1992): "When are variance ratio tests for serial dependence optimal?", *Econometrica*, 60, 5, págs. 1.215-1.226.
- Frankel, J.A. y Froot, K. (1990): "Chartist, fundamentalist, and trading in the foreign exchange market", *American Economic Review*, 80 (2), págs. 181-185.
- Giddy, I.H. y Dufey, G. (1975): "The random behavior of flexible exchange rates: Implications for forecasting", *Journal of International Business Studies*, 6, págs. 1-32.
- Glen, J. (1992): "Real exchange rates in the short, medium, and long run", *Journal of International Economics*, 33, págs. 147-166.
- Grassberger, P. y Procaccia, I. (1983): "Measuring the strangeness of strange attractors", *Physica*, 9D, págs. 69-77.
- Guarda, P. y Salmon, M. (1993): "Testing for intrinsic bubbles in foreign exchange markets", Mimeo European University Institute, Florencia.
- Hansen, L.P. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, 50, págs. 1.029-1.054.
- Higgins, M. y Bera, A. (1992): "A class of nonlinear ARCH models", *International Economic Review*, 33(1), págs. 137-158.
- Hogg, R.V. y Craig, A.T. (1970): *Introduction to mathematical statistics*, Macmillan. New York.
- Hong Y. (1996): "Consistent testing for serial correlation of unknown form", *Econometrica*, 64, 4, págs. 837-864.
- Hsieh, D. (1988): "The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983", *Journal of International Economics*, 24, págs. 129-145.
- Hsieh, D. (1989a): "Testing for nonlinear dependence in daily foreign exchange rates", *Journal of Business*, 62, págs. 339-368.
- Hsieh, D. (1989b): "Modeling Heteroscedasticity in daily foreign exchange rates", *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, 3, págs. 307-317.
- Islaker, H. y Kurths J. (1993): "A test for stationarity: finding parts in time series apt for correlation dimension estimates", *International Journal Bifurcation and Chaos*, 3, págs. 1.573-1.579.
- Kendall, M.G. y Stuart, A.S. (1967): *The advanced theory of statistics*, vol 2, Inference and relationship. Hafner. New York.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root", *Journal of Econometrics*, 54, págs. 159-178.
- Lee, U. (1992): "Do stock prices follow random walk?: Some international evidences", *International Review of Economics and Finance*, 1(4), págs. 315-327.
- Levich, R. (1979): *On efficiency of market for foreign exchange*, International Economic Policy, Johns Hopkins, Baltimore, MD.
- Liu, C. y He, J. (1991): "A variance-ratio test of random walks in foreign exchange rates", *Journal of Finance*, vol. XLVI, n.º 2, págs. 773-785.
- Ljung, G.M. y Box, G.E.P. (1978): "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika*, vol. 66, págs. 273-277.

- Lo, A.W. y Mackinlay, C. (1988): "Stock market prices do no follow random walks: Evidence from a simple specification test", *Review of Financial Studies* 1, págs. 41-66.
- Logue, D.E., Sweeney, R.J. y Willett, T.D (1978): "Speculative behavior of foreign exchange rates during the current flat", *Journal of Business Research*, 6, págs. 159-174.
- Lui, T., Granger, C. y Heller, W.P. (1992): "Using the correlation exponent to decide whether an economic series is chaos", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, págs. 25-39.
- Mañas, L.A. (1986): "Contrastación de la hipótesis de paseo aleatorio: el caso del tipo de cambio de la peseta-dólar", *Información Comercial Española*, 632, págs. 25-43.
- Mañas, L.A. (1988): "Dinamica de corto plazo de los tipos de cambio: volatilidad y opciones sobre divisas", *Cuadernos Económicos de ICE*, 38, págs. 9-47.
- McFarland, J., Richardson, R. y Sung, S. (1982): "The distribution of foreign exchange price changes: trading day effects and risk measurement", *Journal of Finance*, 37, págs. 693-715.
- Meese, R.A. y Rogoff, K. (1983): "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample", *Journal of International Economics*, 14, págs. 3-24.
- Meese, R.A. y Rogoff, K. (1988): "Was it real?. The exchange rates interest differential relation over the modern floating-rate period", *Journal of Finance*, 43, 4, págs. 933-948.
- Meese, R.A. y Rose, A.K. (1991): "An empirical assessment of non-linearities in models of exchange rate determination", *Review of Economic Studies*, 58, págs. 606-619.
- Milhoj, A. (1987): "A conditional variance model for daily deviations of an exchange rate", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, págs. 99-103.
- Mills, T.C. (1991): "Assessing the predictability of UK stock market returns using statistics based on multiperiod returns", *Applied Financial Economics*, 1, págs. 241-245.
- Mussa, M. (1979): "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market". Carnegie-Rochester Serie on Public Policy, vol. 11, págs. 9-57.
- Nageswaran, V.A., Mahdavi, M. y Kazemi, H. (1995): "Mean-reversion, random-walk and jumps in real exchange rates", *The International Journal of Finance*, vol. 7, 1, págs. 1.040-1.062.
- Nelson, C. y Plosser, C. (1982): "Trends and random-walk in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, 10, págs. 139-162.
- Newey, W.K. y West, K.D. (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent matrix", *Econometrica*, 55, págs. 703-708.
- Olmeda, I. y Pérez, J. (1995): "Non-linear dynamics and chaos in the spanish stock market", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX, 2, págs. 217-248.
- Olmeda, I. (1995): "On nonlinearity and long-term memory in stock returns". Intl. Symp on Nonlinear Theory and Applications. Las Vegas, Dec 10, 14, II, págs. 837-840.
- Pemberton, J. y Tong H. (1981): "A note on the distribution of non-linear autoregressive stochastic models", *Journal of Time Series Analysis*, 2, págs. 49-52.
- Peña, J.I. (1989): "Análisis estadístico de los tipos de cambio diarios de la peseta", Centro Internacional Carlos V, Cuadernos de Discusión, n.º 3.
- Philips, P. y Perron, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, págs. 335-346.
- Poterba, J. y Summers, L.H. (1988): "Mean reversion in stock prices: evidence and implications", *Journal of Financial Economics*, 22, págs. 27-60.
- Said, S.E. y Dickey, D.A. (1984): "Testing for unit root in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika*, 71, págs. 599-608.

- Salmon, M. (1993): "On the detection of nonlinearity in foreign exchange data". Mimeo, European University Institute, Florence.
- Scheinman, J.A. y LeBaron, B. (1989): "Nonlinear dynamics and stock returns", *Journal of Business*, vol. 62, 3, págs. 311-337.
- Summers, L.H. (1986): "Does the stock market rationally reflect fundamental values?", *Journal of Finance*, 41, págs. 591-601.
- Szakmary, A.C., Mathur, Y. y Yu, S.H. (1995): "Overshooting behavior in foreign exchange markets: Evidence from cointegration test", *Research in International Business and Finance*, 12, págs. 117-132.
- Taylor, D. (1982): "Official intervention in the foreign exchange market, or, bet against the central bank", *Journal of Political Economy* 90, págs. 356-368.
- Westerfield, J. (1977): "An examination of foreign exchange risk under fixed and floating rate regimes", *Journal of International Economics*, 7, págs. 181-200.
- White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, vol. 48, págs. 817-838.

Fecha de recepción del original: noviembre, 1997
Versión final: julio, 1998

ABSTRACT

This paper explores the short term regularities in the Peseta/U.S. Dollar and Peseta/Deutsche Mark time series. More specifically the existence of components in the mean is analysed, given that these can be a potential source of predictability of foreign exchange rates. Thus, we follow a sequential strategy of testing. First, we test the hypothesis of independent and identically distribution (iid) using the BDS test. Such a hypothesis is clearly rejected and, therefore, different causes are analysed: structural changes, autocorrelation, daily seasonality and non-linearity in the mean. The presence of daily seasonality, in the Peseta/U.S. Dollar, and significant serial correlation, in the Peseta/Deutsche Mark, are detected. In both time series we find evidence of non-linearities over all sample periods, although using the third order moment test we cannot reject the null hypothesis (non-linearity in the variance).

Keywords: exchange rates, random walk, non linearities.