



FUNDACION BBV

**MEDIDAS DE VOLATILIDAD LOCAL  
EN SERIES TEMPORALES: TEORIA  
Y APLICACION A LOS TIPOS DE CAMBIOS  
PESETA-DOLAR Y PESETA-MARCO**

**Oscar Bajo Rubio**

UNED e Instituto de Estudios Fiscales

**Fernando Fernández Rodríguez**

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

**Simón Sosvilla Rivero**

FEDEA y Universidad Complutense de Madrid

**Marzo, 1994**

**ESTUDIOS FINANCIEROS**



**MEDIDAS DE VOLATILIDAD LOCAL  
EN SERIES TEMPORALES: TEORIA  
Y APLICACION A LOS TIPOS DE CAMBIOS  
PESETA-DOLAR Y PESETA-MARCO**

**Oscar Bajo Rubio**

UNED e Instituto de Estudios Fiscales

**Fernando Fernández Rodríguez**

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

**Simón Sosvilla Rivero**

FEDEA y Universidad Complutense de Madrid

**Marzo, 1994**

## **Centro de Estudios Financieros**

Director: **D. Luis Angel Lerena**, catedrático de Economía Internacional de la Universidad Complutense de Madrid.

Director del Programa de Investigación: **Xavier Vives**.

© FUNDACION BBV  
DOCUMENTA  
Plaza de San Nicolás, 4  
48005 BILBAO

## OSCAR BAJO RUBIO

Oscar Bajo Rubio es Profesor Titular de Fundamentos del Análisis Económico de la UNED, e Investigador Asociado del Instituto de Estudios Fiscales.

## FERNANDO FERNANDEZ RODRIGUEZ

Fernando Fernández Rodríguez es Profesor del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.

## SIMON SOSVILLA RIVERO

Simón Sosvilla Rivero es Profesor del Departamento de Economía Cuantitativa de la Universidad Complutense de Madrid, e Investigador Asociado del Instituto de Estudios Fiscales.

Los Centros Permanentes de Reflexión de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya abordan, desde una perspectiva multidisciplinar, áreas específicas de actualidad. En cada una de estas áreas se incluyen proyectos de investigación propios, a partir de los cuales se desarrolla una actividad de encuentros periódicos, generalmente en la modalidad de seminarios y conferencias anuales.

Aspiran estos Centros a que la sociedad vea en ellos puntos de referencia de calidad, en los estudios y debates de los temas encuadrados dentro de cada área.

El Centro de Estudios Financieros de la Fundación BBV, está interesado en el estudio e investigación de los nuevos escenarios y herramientas que conformarán el mundo económico y financiero de los próximos años. Este Centro pretende convertirse en punto de referencia en el campo de los estudios financieros, favoreciendo la investigación sobre estos mercados y difundiendo sus resultados.

## RESUMEN

En este trabajo se presentan los resultados de aplicar dos medidas alternativas de volatilidad local, basadas en la literatura sobre el caos determinista, a los tipos de cambio peseta-dólar estadounidense y peseta-marco alemán, utilizando datos diarios correspondientes al período enero de 1976-julio de 1993.

PALABRAS CLAVE: Volatilidad, Caos determinista, Tipos de cambio.

# MEDIDAS DE VOLATILIDAD LOCAL EN SERIES TEMPORALES: TEORIA Y APLICACION A LOS TIPOS DE CAMBIO PESETA-DOLAR Y PESETA-MARCO

Oscar Bajo Rubio  
Fernando Fernández Rodríguez  
Simón Sosvilla Rivero

## 1. Introducción

Un tema recurrente en la literatura sobre mercados financieros lo constituye el estudio de la volatilidad de las diferentes variables financieras, y sus consiguientes efectos sobre la actividad económica general. Ello es particularmente relevante en el caso del tipo de cambio, dada la intensa volatilidad experimentada por dicha variable tras la adopción de un sistema de tipos de cambio flexibles a comienzos de los años setenta, y ante el fracaso empírico de los modelos teóricos propuestos en la literatura<sup>1</sup>.

En este sentido, la eliminación de la incertidumbre ocasionada por la variabilidad de los tipos de cambio ha sido señalada como uno de los principales beneficios que traería consigo la Unión Monetaria Europea (Baldwin, 1991). En particular, una menor incertidumbre cambiaría permitiría una mayor diversificación de las carteras de activos, reduciría las distorsiones en la asignación de los capitales (que se podrían destinar así a inversiones más eficientes), intensificaría la competencia por parte de las empresas, llevaría a una disminución y armonización de las tasas de inflación, y favorecería el comercio internacional. Más aún,

los efectos anteriores podrían dar lugar a un aumento de la tasa de rendimiento de la inversión (a través de una reducción de la prima de riesgo), de manera que se incentivaría la formación de capital y podría aumentar la tasa de crecimiento en el largo plazo<sup>2</sup>.

A la hora de evaluar la volatilidad de una serie temporal se han considerado tradicionalmente medidas tales como la desviación típica o el coeficiente de variación. No obstante, en los últimos años ha ido cobrando una creciente importancia la idea de que la volatilidad de una serie temporal puede descomponerse en dos partes, una predecible y otra impredecible, lo que ha dado lugar a la aparición de diversos modelos de volatilidad condicionada en series temporales económicas.

De esta manera, la volatilidad de una serie se identificaría con la varianza condicional de su componente no esperado, que no sería sino el residuo derivado de la modelización univariante de la serie en cuestión [véase, por ejemplo, Rogoff (1985)]. Los modelos ARCH propuestos por Engle (1982) hacen depender dicha varianza condicional del cuadrado de los valores pasados del propio residuo. Posteriormente, Bollerslev (1986) generaliza los modelos ARCH mediante la introducción de retardos en la evolución de la varianza

---

1 La mayor volatilidad experimentada por los tipos de cambio, nominales y reales, en periodos de tipo de cambio flexible se documenta, por ejemplo, en Mussa (1986). Una panorámica reciente de los principales modelos teóricos sobre determinación de los tipos de cambio, así como de los principales estudios empíricos para el caso de la peseta, se puede encontrar en Bajo y Sosvilla (1993).

---

2 Véase Baldwin (1991) para una discusión más detallada de los argumentos anteriores.

condicional (lo que indicaría la existencia de algún tipo de mecanismo adaptativo de aprendizaje en el modelo), dando lugar a los denominados modelos GARCH.

Por otra parte, siguiendo a Maravall y Bentolila (1986), podría considerarse que la volatilidad de una serie temporal se relacionaría más bien con la incertidumbre que genera, que con la magnitud de las fluctuaciones de dicha serie recogidas por su varianza, lo que llevaría a proponer una medida de volatilidad alternativa asociada con el concepto de impredecibilidad.

Dentro de esta última línea podrían situarse las conclusiones que, con respecto a la volatilidad de los tipos de cambio, se derivarían de los llamados modelos de zonas objetivo, que evalúan indirectamente dicha volatilidad a través del estudio de la credibilidad de las bandas dentro de las cuales fluctúan los tipos de cambio<sup>3</sup>. Si los agentes considerasen elevada la probabilidad de un realineamiento cambiario, ello constituiría una señal de falta de credibilidad en las bandas de fluctuación establecidas para el tipo de cambio, lo que a su vez incrementaría la variabilidad de éste a medida que sus determinantes fundamentales se acercasen a los límites (inferior o superior) de la banda de fluctuación (Bertola y Caballero, 1992). En esta línea de investigación se enmarcan, entre otros, los trabajos empíricos de Chen y Giovannini (1992), Svensson (1993) o Rose y Svensson (1993).

Asimismo, el concepto de volatilidad asociado con la impredecibilidad de la serie objeto de estudio se puede derivar también a partir de la literatura sobre el caos determinista. De esta manera, en Bajo, Fernández y Sosvilla

(1992b) se desarrolla dicho enfoque, presentándose una medida de volatilidad global basada en la inversa del exponente máximo de Lyapunov, el cual constituiría un estimador del horizonte determinista de predicción.

Por lo que respecta al caso español, han aparecido recientemente algunos estudios que intentan analizar la evolución de la volatilidad del tipo de cambio de la peseta, en particular tras su incorporación al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME). Cabe destacar en primer lugar el trabajo de Ayuso (1991) quien, utilizando la metodología GARCH, obtiene evidencia en favor de una reducción de la volatilidad del tipo de cambio peseta-marco alemán con posterioridad a la entrada de nuestra moneda en el mecanismo de cambios del SME, un resultado que no se confirma para el caso del tipo de cambio peseta-dólar.

El enfoque de la credibilidad basado en los modelos de zonas objetivo, tomando como referencia en todos los casos el tipo de cambio de la peseta frente al marco alemán, fue aplicado por primera vez al caso español por Rodríguez (1992), donde se obtiene como conclusión principal que la banda de fluctuación de la peseta dentro del mecanismo de cambios del SME fue en general creíble durante el período analizado (junio 1989-mayo 1991), con excepción de los últimos meses de 1989, que habrían estado caracterizados por una mayor volatilidad.

En un trabajo posterior, con datos hasta julio de 1992 y aplicando el método de la devaluación esperada propuesto por Bertola y Svensson (1993), Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1993) detectan diversos episodios de falta de credibilidad que se concentrarían a finales de 1989 y principios de 1990, y a finales de 1990 y principios de 1991, así como al final de la muestra (con posterioridad al primer referéndum

---

<sup>3</sup> El trabajo pionero en la literatura sobre zonas objetivo es Krugman (1991). Para una panorámica, véase Svensson (1992).



danés sobre el Tratado de Maastricht). Estos resultados, por otra parte, serían coherentes con los de Alberola, López y Orts (1993), quienes destacan la importante influencia que, sobre los diferenciales de tipos de interés (que equivaldrían a la tasa esperada de depreciación, supuesto el cumplimiento de la paridad descubierta de intereses), habría ejercido el riesgo derivado de un posible realineamiento de las bandas de fluctuación de la peseta.

Finalmente, como se mencionó anteriormente, en Bajo, Fernández y Sosvilla (1992b) se presenta una medida de volatilidad global, que vendría dada por la inversa de un horizonte determinista de predicción obtenido a partir de la literatura sobre el caos determinista. La aplicación de dicha medida al tipo de cambio peseta-dólar mostraba un incremento de su volatilidad global durante el período posterior a la entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del SME (junio 1989-mayo 1991), en comparación con el período inmediatamente anterior.

El objetivo del presente trabajo es el de extender dicho análisis, presentando unas medidas alternativas de volatilidad, en este caso local en vez de global, basadas también en la literatura sobre el caos determinista. La fundamentación teórica de nuestras medidas de volatilidad local se ofrece en la Sección 2, presentándose a continuación en las Secciones 3 y 4, respectivamente, los resultados de su aplicación a los tipos de cambio de la peseta con respecto al marco alemán y al dólar estadounidense, para lo cual se han utilizado datos diarios para el período comprendido entre enero de 1976 y julio de 1993. Por último, en la Sección 5 se ofrecen algunas consideraciones finales.

## 2. Medidas alternativas de volatilidad

La idea central de la que se parte en este trabajo es la siguiente: Evaluaremos la volatilidad de una serie sobre la base de la impredecibilidad de sus observaciones a partir de las anteriores, y para ello emplearemos sistemas de predicción a corto plazo bien conocidos en el tratamiento de serie caóticas. En dichas series, pese a su apariencia "ruidosa", existe la posibilidad de realizar predicciones a corto plazo, hecho que las diferencia de las genuinamente aleatorias.

Así, por ejemplo, Farmer y Sidorowich (1987) consideran que la posibilidad de realizar predicciones a corto plazo es un hecho crucial para determinar la presencia de alguna clase de determinismo dentro de una serie temporal. Por su parte, Sugihara y May (1990) utilizan este principio para comprobar que la correlación entre datos reales y predichos tiene un comportamiento característico en series caóticas que las diferencia perfectamente de las series genuinamente aleatorias.

De esta manera, a continuación propondremos dos medidas de volatilidad basadas en la impredecibilidad de una serie temporal, partiendo para ello del concepto de espacio de fases.

Dada una serie temporal  $X_t$  ( $t=1, 2, \dots, T$ ), el teorema de Takens (1981) establece que su inmersión en un espacio de fases  $\mathbb{R}^M$  formado por el conjunto de todas las  $M$ -uplas posibles de términos consecutivos de la serie

$$X_t^M = (X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-M+1}), \quad t=M, M+1, M+2, \dots \quad (1)$$

(que suelen denominarse  $M$ -historias), permite recrear la dinámica de la serie para un  $M$  suficientemente elevado, al indicar pautas de

comportamiento de la misma. La proximidad de dos M-historias en el espacio de fases  $\mathbb{R}^M$  permite hablar de "situaciones análogas" en la serie objeto de estudio.

De esta forma, podríamos considerar una medida individualizada de volatilidad asociada a cada observación de la serie, estando dicha volatilidad local relacionada con el grado de impredecibilidad (a partir de observaciones anteriores) de la observación considerada, y que se evaluaría en términos de los errores de predicción obtenidos a partir de algún sistema de predicción adecuado para la serie temporal objeto de análisis.

En este trabajo emplearemos diversas técnicas no paramétricas de predicción por analogías, propuestas por Farmer y Sidorowich (1987) y desarrolladas ampliamente en Fernández (1992). Estas técnicas se aplicaron en Bajo, Fernández y Sosvilla (1992a,b), donde se realizaban predicciones a corto plazo (que superaban en general a las obtenidas por medio de un paseo aleatorio) en series de tipo de cambio en las que el contraste de Grassberger y Procaccia (1983) ponía de manifiesto la presencia de caos determinista mediante una convergencia bastante razonable de las dimensiones de correlación.

Sin embargo, y a diferencia de nuestro trabajo anterior, en el presente artículo utilizaremos medidas de volatilidad local en lugar de global, siendo la diferencia entre ambas la siguiente: mientras que una medida global de volatilidad es un estadístico que asigna una determinada volatilidad a la serie temporal en su conjunto, una medida local de volatilidad la asigna por separado a cada observación de la serie en función de la impredecibilidad de dicha observación a partir de las anteriores.

La predicción por analogías consiste en realizar predicciones sobre una determinada situación atendiendo a otras situaciones análogas ocurridas en el pasado, que se promediarían posteriormente. Tal principio se basa en la posibilidad de obtener, dada una serie, un valor de la dimensión de inmersión M del espacio de fases a partir de la cual la trayectoria de  $X^M$ , adquiere, a corto plazo, características deterministas (Takens, 1981). Lejos de constituir una pérdida de información, este sistema permite el análisis de series cuya modelización global podría resultar extraordinariamente compleja, pues las predicciones se realizan sin necesidad de construir previamente un modelo de la serie temporal.

De esta forma, del conjunto de M-historias formadas a partir de los términos consecutivos de la serie  $X_t$ , centraríamos nuestra atención tan sólo en la última disponible

$$X^M_N = (X_N, X_{N-1}, X_{N-2}, \dots, X_{N-M+1}), \quad (2)$$

de manera que su evolución futura pudiera predecirse por comparación con la evolución de k M-historias de la serie temporal:

$$X^M_{J_1}, X^M_{J_2}, X^M_{J_3}, \dots, X^M_{J_k}, \quad (3)$$

más similares a la  $X^M_N$ , a partir de la cual vamos a predecir. La evolución futura, a corto plazo, de la serie temporal se obtendrá realizando algún tipo de extrapolación con respecto a las situaciones análogas encontradas en el pasado.

La forma más común de establecer situaciones análogas a  $X^M_N$  consiste en encontrar un determinado número k de puntos  $X^M_{J_i}$  en el espacio de fases que minimicen la distancia euclídea:

$$\|X_N^M - X_J^M\| \quad J=M, M+1, \dots, N-M \quad (4)$$

Alternativamente, podría maximizarse, bien la correlación serial con  $X_N^M$ :

$$\rho(X_J^M, X_N^M) \quad J=M, M+1, \dots, N-M \quad (5)$$

o bien el coseno (es decir, minimizar el ángulo con  $X_N^M$ ):

$$\cos(X_J^M, X_N^M) \quad J=M, M+1, \dots, N-M \quad (6)$$

En las predicciones realizadas en este trabajo hemos buscado aquellas M-historias que maximizan la correlación serial con respecto a la última a partir de la cual deseamos predecir. En Fernández (1992) se demuestra una extensión del teorema de Takens (1981) que establece la equivalencia, en series temporales caóticas, de las tres funciones de analogía (4), (5) y (6).

Utilizaremos dos tipos de predictores por analogías. En primer lugar, los predictores lineales autorregresivos

$$\hat{X}_{N+1} = a_0(N) X_N + a_1(N) X_{N-1} + \dots + a_{M-1}(N) X_{N-M+1} + a_M(N) \quad (7)$$

cuyos coeficientes se estimarán localmente en el punto  $X_N^M$ , a partir del cual se pretende predecir,

por medio de una regresión mínimo-cuadrática de las evoluciones futuras de las M-historias análogas a la presente

$$X_{J_1+1}^M, \dots, X_{J_k+1}^M$$

sobre los valores actuales de dichas M-historias

$$X_{J_1}^M, \dots, X_{J_k}^M$$

de modo que la suma cuadrática de los errores

$$\sum_{i=1}^k (X_{J_i+1}^M - \hat{X}_{J_i+1}^M)^2 \quad (8)$$

sea mínima. Este tipo de predictores es bien conocido dentro de la literatura sobre el caos determinista (Casdagli *et al.*, 1991).

Alternativamente, podrían considerarse predictores simpliciales. Esta técnica de predicción, considerada en Fernández (1992), se basa en la realización de las predicciones a partir de alguna combinación lineal convexa de los datos de la serie

$$X_{J_1+1}^M, \dots, X_{J_k+1}^M$$

consecutivos a las k situaciones análogas elegidas, es decir

$$\hat{X}_{N+1} = \alpha_1(N) X_{J_1+1}^M + \alpha_2(N) X_{J_2+1}^M + \dots + \alpha_k(N) X_{J_k+1}^M \quad (9)$$

donde se cumple que

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i(N) = 1. \quad (10)$$

Las ponderaciones  $\alpha_i(N)$  pueden elegirse de múltiples formas, siendo la más sencilla el suponer que  $\alpha_i(N)=1/k$ , con lo que, por razones geométricas, al predictor resultante lo llamaremos predictor baricéntrico.

De esta forma, definiremos dos medidas alternativas de la volatilidad (impredecibilidad) local asociada con la observación  $X_{N+1}$ , derivadas, respectivamente, de las predicciones obtenidas a partir del predictor lineal autorregresivo y del predictor baricéntrico, y que vendrían dadas por las expresiones:

$$V^{lin}(X_{N+1}) = \left| \hat{X}_{N+1}^{lin} - X_{N+1} \right| \quad (11a)$$

$$V^{bari}(X_{N+1}) = \left| \hat{X}_{N+1}^{bari} - X_{N+1} \right| \quad (11b)$$

donde  $\hat{X}_{N+1}^{lin}$  y  $\hat{X}_{N+1}^{bari}$  indicarían las predicciones de la observación  $X_{N+1}$  obtenidas a partir del predictor lineal autorregresivo y del predictor baricéntrico, respectivamente.

### 3. Resultados empíricos para el caso peseta-marco

Las medidas de volatilidad desarrolladas en la sección anterior se han aplicado a los tipos

de cambio peseta-dólar estadounidense y peseta-marco alemán. Para ello hemos utilizado logaritmos de datos diarios correspondientes al cierre de la sesión, para el período comprendido entre el 2 de enero de 1976 y el 12 de julio de 1993. En esta sección presentamos los resultados correspondientes al caso peseta-marco, y en la siguiente haremos lo propio para el caso peseta-dólar.

Dada la presencia de una raíz unitaria en la serie objeto de estudio, se procedió a su transformación en primeras diferencias de manera que la serie resultante fuera estacionaria. Tal transformación no afecta a las características dinámicas de una serie caótica, excepto cuando algún dato de la serie original tome exactamente el valor cero, lo que no es el caso (véase Fernández, 1992).

En nuestros procedimientos de predicción, la predicción de un dato está condicionada por dos parámetros que deben ser elegidos *a priori*: la dimensión de inmersión (M) y el número de puntos próximos (k). Existen diversos criterios para la elección óptima de ambos parámetros en función del número de observaciones disponibles, de la dimensión de correlación, etc. En este trabajo hemos utilizado el algoritmo de Casdagli (1991), donde M y k se eligen minimizando los errores de predicción en los últimas observaciones de la serie, obteniéndose en nuestro caso una dimensión de inmersión M=7 y un número de puntos próximos igual al 3 por ciento de las observaciones de la serie.

Los Gráficos 1 y 2 presentan la evolución temporal de nuestra medida de volatilidad local evaluada a partir del predictor lineal autorregresivo y del predictor baricéntrico, respectivamente, para el tipo de cambio peseta-marco alemán, durante el período más reciente (enero de 1988-julio de 1993). Como puede

observarse, los resultados obtenidos a partir de ambos indicadores son muy similares. La desviación típica de la serie original (0.0036, en este caso) podría considerarse como posible "umbral" a partir del cual la volatilidad sería relativamente elevada, dado que dicha desviación típica podría interpretarse como la raíz del error cuadrático medio de la predicción de la media de la serie original.

En dichos gráficos destaca, en primer lugar, el espectacular incremento registrado en los primeros días de febrero de 1989 (observación 3203) que recogería el efecto, tras un breve episodio de fuerte presión alcista de nuestra divisa, de las medidas adoptadas por el Banco de España tendentes a desalentar la toma de fondos en el exterior (Circular 3/89 del Banco de España).

Un segundo acontecimiento resaltable es la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME el 19 junio de 1989 (observación 3293) que, debido al súbito descenso de la prima de riesgo de nuestra moneda al establecerse unos límites de fluctuación, fue seguida por una brusca apreciación de la misma.

Con posterioridad, se observa cómo desde la fecha del ingreso en el SME, la variabilidad nominal del tipo de cambio de la peseta respecto al marco alemán ha tendido a reducirse hasta la reciente crisis del SME, confirmando los resultados anteriores de Ayuso (1991). Algunas excepciones vienen dadas por el episodio de fuerte inestabilidad en los mercados financieros internacionales registrado la tercera semana de agosto de 1990 (alrededor de la observación 3582) debido al temor a una guerra en el Golfo Pérsico tras la invasión iraquí de Kuwait, así como por el movimiento de signo depreciador registrado a mediados de junio de 1991 (observación 3778) y, finalmente, por las

tensiones transitorias registradas en el seno del SME a consecuencia de un considerable incremento en los tipos de interés oficiales por parte del Bundesbank el día 19 de diciembre de 1991 (observación 3909).

Durante la primera mitad de 1992, la peseta reforzó su posición de moneda más fuerte del SME, situándose generalmente en las cercanías del límite superior de su banda de fluctuación. Así, se inauguró un período de relativa calma sólo interrumpido en los primeros días de abril de 1992 (observación 3981) en los que la peseta y la libra esterlina se situaron en los límites de máxima apreciación y depreciación, respectivamente, siendo necesaria la intervención conjunta de los bancos centrales, español y británico en los mercados cambiarios.

La situación se alteró radicalmente con posterioridad al 2 de junio de ese año, al conocerse el resultado negativo del referéndum danés sobre el Tratado de la Unión Europea (observación 4013), puesto que las expectativas cambiarias se alteraron de manera muy significativa. No obstante, las presiones sobre la peseta fueron menos intensas que con respecto a otras monedas (en especial la lira italiana), de ahí que nuestra medida de volatilidad aumente, pero no de forma espectacular.

A medida que se acercaba la fecha del referéndum francés, y ante un posible resultado negativo señalado por algunas encuestas de opinión, se registraron crecientes tensiones en los mercados que culminaron el 14 de septiembre de 1992 (observación 4087) con el primer realineamiento del SME tras casi cinco años de estabilidad cambiaria, debido a la devaluación en un 6,76% de la lira italiana. Tras este realineamiento las tensiones en el seno del SME parecieron debilitarse en un primer momento, como registran nuestras medidas de volatilidad local.

Sin embargo, dichas tensiones se intensificaron los días 15 y 16 de septiembre de 1992, fechas en las que se registraron ataques especulativos de magnitudes desconocidas hasta entonces, dirigidos especialmente contra la lira italiana, la libra esterlina y la peseta. Como manifestación clara de estos movimientos especulativos de capital, nuestros indicadores de volatilidad local experimentan un espectacular crecimiento, que alcanza su cota máxima el día 17 de septiembre de 1992 (observación 4090), fecha en la que se produjo un nuevo realineamiento al devaluarse la peseta un 5% respecto a la paridad central, así como la suspensión de la participación en el mecanismo de cambios del SME por parte de la libra esterlina y la lira italiana.

A pesar de estas decisiones tomadas en el seno del SME y del resultado afirmativo (aunque estrecho) del referéndum francés sobre el Tratado de Maastricht el 20 de septiembre, la incertidumbre sobre las paridades centrales intensificó los movimientos especulativos y, como muestran los Gráficos 1 y 2, se registró un período de relativa inestabilidad, a pesar de la introducción por parte del Banco de España de ciertas medidas transitorias penalizadoras de las operaciones especulativas de no residentes (Circulares 16 y 17/92 del Banco de España), así como de la mayor coordinación entre las autoridades monetarias europeas.

Después de algunas jornadas de cierta estabilidad, tras la crisis de las monedas escandinavas a comienzos de noviembre volvieron las tensiones cambiarias al SME, dando lugar a un nuevo realineamiento de las paridades centrales el 23 de noviembre de 1992 (observación 4135) como consecuencia de la devaluación un 6% de la peseta y el escudo.

La persistencia de elementos de incertidumbre se tradujo, como muestran los

gráficos, en jornadas de inestabilidad cambiaria que motivaron dos nuevos realineamientos: el día 1 de febrero de 1993 (observación 4178), devaluándose la libra irlandesa un 10%, y el 13 de mayo de 1993 (observación 4247), devaluándose un 8% la peseta y un 6,5% el escudo. Entre ambos, se registraron dos nuevos períodos de ataques especulativos contra la peseta a partir del 17 de febrero (observación 4192) y del 12 de abril (observación 4232) (esta última como consecuencia de la incertidumbre política abierta tras el anuncio de la convocatoria de elecciones generales anticipadas), que fueron contrarrestadas mediante intervenciones en los mercados de divisas y elevaciones de los tipos de interés.

Con objeto de evaluar con mayor precisión los efectos de determinados episodios sobre la volatilidad del tipo de cambio, hemos recalculado nuestras medidas de volatilidad local para el período que abarca las diez observaciones anteriores y las diez posteriores al episodio en cuestión, presentándose los resultados en el Cuadro 1. De esta manera, en lugar de disponer de una medida de volatilidad individualizada para cada observación, dispondríamos de una medida de volatilidad promedio referida al período constituido por los diez días anteriores y los diez posteriores.

Como se observa en dicho cuadro, con la incorporación de la peseta al SME (19-6-89) se habría registrado una reducción considerable en ambos indicadores de volatilidad local para el tipo de cambio peseta-marco alemán.

A su vez, la evaluación de la volatilidad local antes y después del resultado negativo del referéndum danés (2-6-92) y de la devaluación de la lira (14-9-92) muestra un aumento de la misma a raíz de ambos acontecimientos.

Por último, y por lo que respecta a las tres devaluaciones sucesivas experimentadas por nuestra moneda (17-9-92, 23-11-92 y 13-5-93), y como puede observarse en el Cuadro 1, su impacto habría sido distinto: si bien la primera habría reducido la volatilidad, las dos siguientes la habrían incrementado, si bien en el caso de la segunda sólo muy ligeramente. En efecto, tras la primera devaluación la peseta se mantuvo dentro de sus nuevos límites con relativa comodidad, sin apenas intervenciones en los mercados cambiarios, y cuando las tensiones desatadas por el estrecho resultado del referéndum francés alcanzaron a nuestra divisa, el Banco de España adoptó una serie de medidas administrativas de excepción para frenar la especulación contra la peseta. Por el contrario, los posteriores reajustes, además de reducir adicionalmente la credibilidad en el mecanismo de cambios del SME, incrementaron la inestabilidad e incertidumbre, dada la creciente sensibilidad de los mercados a los desajustes macroeconómicos de los países participantes. Además, la incertidumbre con respecto a los resultados electorales introdujo un factor adicional de inestabilidad e incertidumbre en los mercados tras la tercera devaluación.

En conclusión, hemos visto cómo hasta mediados del año 1992 la credibilidad de las bandas de fluctuación de la peseta en el seno del SME habría actuado en favor de una volatilidad reducida para el tipo de cambio peseta-marco, confirmando los anteriores resultados de Rodríguez (1992) y Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1993). En este sentido, las conclusiones obtenidas en este trabajo respaldarían, para el caso español y el período señalado, lo que la literatura sobre zonas objetivo para el tipo de cambio ha denominado "efecto luna de miel" (Krugman, 1991) o, en otras palabras, que la existencia de las bandas de fluctuación podría haber desempeñado un papel estabilizador debido a la ausencia de

expectativas de variación futura de la paridad central.

Este efecto estabilizador se vio reforzado tras la entrada en vigor el 1 de julio de 1990 de la primera etapa del proceso hacia la Unión Económica y Monetaria (UEM), como se puede apreciar en los Gráficos 1 y 2. En efecto, al imponerse una mayor convergencia económica a los estados miembros a través de ajustes de las políticas económicas internas, los desequilibrios podrían desaparecer sin necesidad de realineamientos en el mecanismo de cambios del SME. En este sentido, cabe destacar que esta mayor estabilidad cambiaria se consiguió al mismo tiempo que se eliminaban los controles a los movimientos de capital, dando lugar a lo que en su momento se denominó el "nuevo SME" (Giavazzi y Spaventa, 1990).

A continuación, podríamos distinguir una segunda etapa que abarcaría desde mediados de 1992 hasta el final del período muestral. En efecto, el resultado negativo del referéndum danés y las incertidumbres que rodearon al referéndum francés avivaron las dudas acerca de la ratificación del Tratado de Maastricht y, por tanto, sobre la puesta en práctica de medidas tendentes a conseguir la convergencia. Más aún, y puesto que la estabilidad del tipo de cambio constituye un requisito necesario para la consecución de la UEM, la no credibilidad de aquélla pudo dar lugar a ataques especulativos sobre determinadas monedas con el objetivo de forzar la renuncia por parte de los gobiernos europeos a sus compromisos cambiarios, lo que a su vez haría que dichos gobiernos perdieran el incentivo a proseguir las políticas tendentes a la convergencia económica (Eichengreen y Wyplosz, 1993). De esta manera, las expectativas crecientes de realineamientos futuros habrían dado lugar a lo que podría denominarse "efecto luna de hiel" (Bertola y Caballero, 1992) ya que, al cuestionarse las

bandas de fluctuación vigentes, éstas podrían haber desempeñado un papel desestabilizador, aumentando la volatilidad conforme el tipo de cambio de mercado se alejaba de la paridad central.

#### **4. Resultados empíricos para el caso peseta-dólar**

Los Gráficos 3 y 4 presentan la evolución temporal de nuestra medida de volatilidad local evaluada a partir del predictor lineal autorregresivo y del predictor baricéntrico, respectivamente, para el tipo de cambio peseta-dólar estadounidense. Obsérvese que, en relación a los Gráficos 1 y 2, la volatilidad registrada para el conjunto del período enero de 1988-julio de 1993 habría sido superior para el caso peseta-dólar que para el peseta-marco. Al igual que en la sección anterior, tomamos la desviación típica de la serie original (0.0077) como posible "umbral" a partir del cual la volatilidad sería relativamente elevada.

Nótese que los resultados para el caso peseta-dólar serían cualitativamente distintos de los correspondientes al caso peseta-marco. En efecto, mientras en este último caso la volatilidad podría asociarse con la mayor o menor credibilidad de las bandas de fluctuación en el seno del SME, el tipo de cambio peseta-dólar es en principio un tipo flexible, por lo que su volatilidad estaría plenamente relacionada con la presencia de noticias no anticipadas en los mercados financieros.

En dichos gráficos destaca, en primer lugar, el notable grado de volatilidad registrado a comienzos de 1988 (que alcanzaría su máximo en la observación 2937), que se reduciría posteriormente coincidiendo con la reforma de la política de intervención del Banco de España en

el mercado de cambios instrumentada a principios del mes de febrero (Leyva, 1988).

Tras la entrada de la peseta en el SME (observación 3293) aumenta en general la variabilidad nominal del tipo de cambio de la peseta respecto al dólar, destacando, aparte de las tres devaluaciones sucesivas de nuestra moneda (observaciones 4009, 4135 y 4247), los siguientes episodios caracterizados por una elevada volatilidad:

- El intenso proceso de apreciación del dólar a finales de marzo de 1991 (en torno a la observación 3727) asociado al creciente atractivo de los activos norteamericanos por su reducido precio, las perspectivas de estabilización del diferencial de intereses frente a otros países y la euforia asociada al final de la guerra del Golfo.
- La mayor fortaleza de la divisa norteamericana como consecuencia del intento de golpe de estado en la extinta Unión Soviética el día 19 de agosto de 1991 (observación 3823).
- El derrumbe del dólar acaecido a finales de 1991 (observación 3909) a raíz del recorte (mayor de lo esperado) en los tipos de interés oficiales norteamericanos en un contexto de perspectivas desfavorables acerca de la evolución de la economía.
- Los nuevos retrocesos en la cotización del dólar registrados en la última semana de septiembre de 1992 (observación 4097) debido a la cercanía de las elecciones presidenciales y las renovadas expectativas de nuevos descensos en los tipos de interés oficiales.

El Cuadro 2 presenta, de manera similar al Cuadro 1, los valores estimados de nuestras medidas de volatilidad local diez días antes y



después de los mismos episodios considerados en aquél.

Como se observa en dicho cuadro, los indicadores de volatilidad registrarían una reducción en todos los casos considerados, con la excepción de la devaluación de la lira italiana (14-9-92), en que se habría producido un pequeño aumento de la volatilidad local.

## 5. Consideraciones finales

En este trabajo se han presentado los resultados derivados de la aplicación de dos medidas alternativas de volatilidad local, basadas en la literatura sobre el caos determinista, a los tipos de cambio peseta-marco alemán y peseta-dólar estadounidense, utilizando datos diarios correspondientes al período enero de 1976-julio de 1993.

Por lo que respecta al tipo de cambio peseta-marco, vimos que, a partir de la entrada de nuestra moneda en el mecanismo de cambios del SME, podían distinguirse dos grandes períodos, antes y después de junio de 1992.

Mientras el primero de ellos vendría caracterizado por la credibilidad de la banda de fluctuación, lo que se habría traducido en un reducido grado de volatilidad para el conjunto del período (con algunas excepciones en agosto de 1990 y junio de 1991), el segundo vendría marcado por una mayor incertidumbre acerca del futuro de la UEM y de la evolución de las economías europeas, lo que habría dado lugar a una pérdida de credibilidad de la banda de fluctuación con el consiguiente aumento general del grado de volatilidad, que habría sido particularmente elevado coincidiendo con las tres devaluaciones de la peseta registradas en septiembre y noviembre de 1992, y mayo de 1993.

A su vez, la volatilidad del tipo de cambio peseta-dólar se explicaría básicamente por la aparición de noticias no anticipadas por los agentes en los mercados financieros, lo que se habría traducido en una volatilidad generalmente superior a la del caso peseta-marco, particularmente elevada en junio de 1989, marzo y agosto de 1991, y septiembre de 1992.

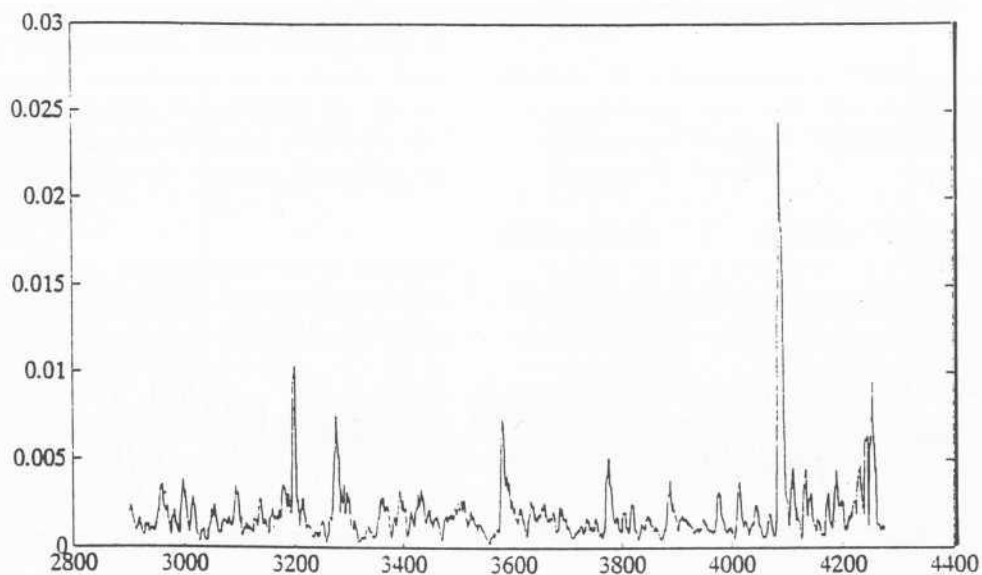
**Cuadro 1: Medidas de volatilidad local, tipo de cambio peseta-marco alemán**

Fecha:	Volatilidad predictor lineal		Volatilidad predictor baricéntrico	
	$V^{lin}(X_{T-10})$	$V^{lin}(X_{T+10})$	$V^{bari}(X_{T-10})$	$V^{bari}(X_{T+10})$
19-6-89	0.0048	0.0026	0.0051	0.0024
2-6-92	0.0007	0.0029	0.0007	0.0026
14-9-92	0.0010	0.0199	0.0012	0.0179
17-9-92	0.0092	0.0039	0.0088	0.0044
23-11-92	0.0020	0.0024	0.0019	0.0021
14-5-93	0.0054	0.0073	0.0047	0.0071

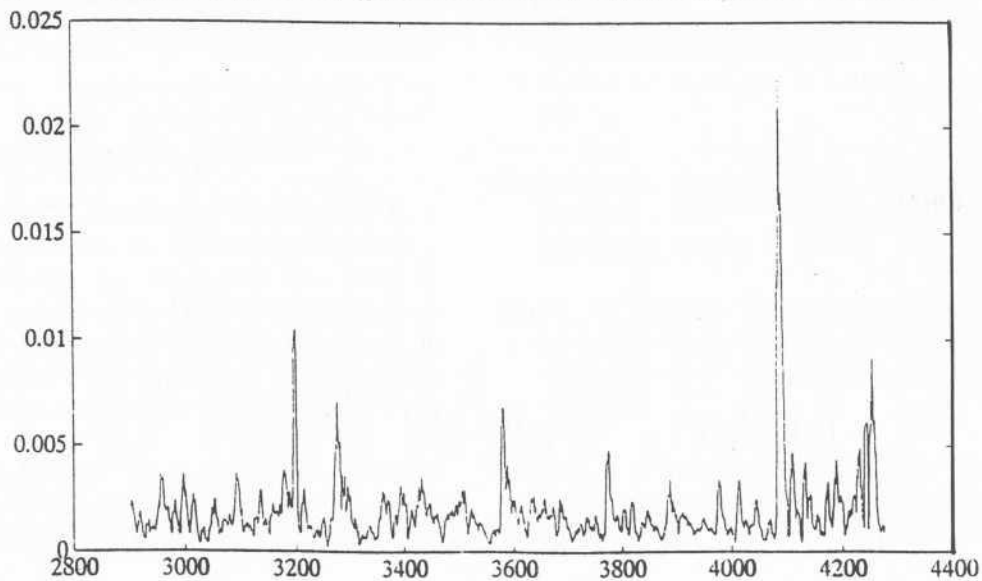
**Cuadro 2: Medidas de volatilidad local, tipo de cambio peseta-dólar**

Fecha:	Volatilidad predictor lineal		Volatilidad predictor baricéntrico	
	$V^{lin}(X_{T-10})$	$V^{lin}(X_{T+10})$	$V^{bari}(X_{T-10})$	$V^{bari}(X_{T+10})$
19-6-89	0.0128	0.0072	0.0128	0.0066
2-6-92	0.0062	0.0034	0.0062	0.0032
14-9-92	0.0119	0.0182	0.0119	0.0164
17-9-92	0.0213	0.0125	0.0198	0.0119
23-11-92	0.0095	0.0066	0.0096	0.0066
14-5-93	0.0070	0.0046	0.0072	0.0045

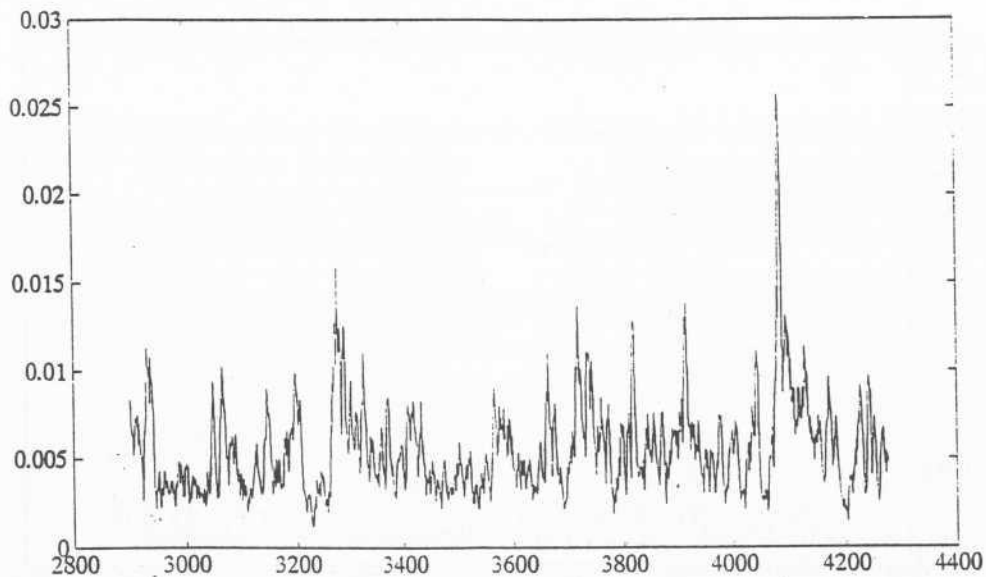
**Gráfico 1: Volatilidad local (predictor lineal), peseta-marco**



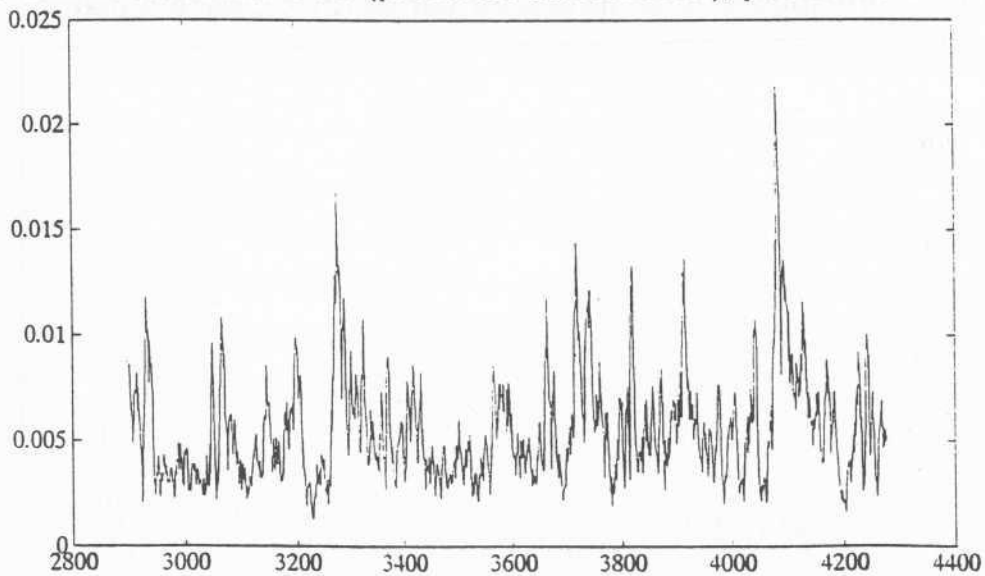
**Gráfico 2: Volatilidad local (predictor baricéntrico), peseta-marco**



**Gráfico 3: Volatilidad local (predictor lineal), peseta-dólar**



**Gráfico 4: Volatilidad local (predictor baricéntrico), peseta-dólar**



## Referencias

- Alberola Ila, E., López, J. H. y Orts Ríos, V. (1993):** "An application of the Kalman filter to the Spanish experience in a target zone (1989-92)", Working Paper ECO No. 93/31, European University Institute, Florencia (de próxima aparición en Revista Española de Economía).
- Ayuso, J. (1991):** "Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas", Moneda y Crédito 193, 111-145.
- Ayuso, J., Pérez Jurado, M. y Restoy, F. (1993):** "Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: El caso de la peseta en el SME", Cuadernos Económicos de ICE 53, 117-144.
- Bajo Rubio, O. y Sosvilla Rivero, S. (1993):** "Teorías del tipo de cambio: Una panorámica", Revista de Economía Aplicada 1, nº 2, 175-205.
- Bajo Rubio, O., Fernández Rodríguez, F. y Sosvilla Rivero, S. (1992a):** "Chaotic behaviour in exchange-rate series: First results for the peseta-US dollar case", Economics Letters 39, 207-211.
- Bajo Rubio, O., Fernández Rodríguez, F. y Sosvilla Rivero, S. (1992b):** "Volatilidad y predecibilidad en las series del tipo de cambio peseta-dólar: Un enfoque basado en el caos determinista", Revista Española de Economía Monográfico "Mercados Financieros Españoles", 91-109.
- Baldwin, R. (1991):** "On the microeconomics of the European monetary union", European Economy, Special edition No. 1, 21-35.
- Bertola, G. y Caballero, R. (1992):** "Target zones and realignments", American Economic Review 82, 520-536.
- Bertola, G. y Svensson, L. (1993):** "Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target-zone models", Review of Economic Studies 60, 689-712.
- Bollerslev, T. (1986):** "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", Journal of Econometrics 31, 307-327.
- Casdagli, M. (1991):** "Nonlinear forecasting, chaos and Statistics", Working Paper 91-05-022, Santa Fe Institute.
- Casdagli, M., Jardings, D., Eubank, S., Farmer, D., Gibons, J., Hunter, N. y Theiler, J. (1991):** "Nonlinear modeling of chaotic time series: Theory and applications", Working Paper LA-UR-91-1637, Los Alamos National Laboratory.
- Chen, Z. y Giovannini, A. (1992):** "Estimating expected exchange rates under target zones", Working Paper No. 3955, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Eichengreen, B. y Wyplosz, C. (1993):** "The unstable EMS", Brookings Papers on Economic Activity 1, 51-143.
- Engle, R. (1982):** "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation", Econometrica 50, 987-1007.
- Farmer, D. y Sidorowich, J. (1987):** "Predicting chaotic time series", Physical Review Letters 59, 845-848.

- Fernández Rodríguez, F. (1992):** "El problema de la predicción en series temporales: Aplicaciones del caos determinista", Tesis Doctoral, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.
- Giavazzi, F. y Spaventa, L. (1990):** "The new EMS", en P. De Grauwe y L. Papademos (eds.): The European Monetary System in the 1990s, Longman, Londres, 65-85.
- Grassberger, P. y Procaccia, I. (1983):** "Characterization of strange attractors", Physical Review Letters 50, 346-349.
- Krugman, P. (1991):** "Target zones and exchange rate dynamics", Quarterly Journal of Economics 106, 669-682.
- Leyva, M. L. (1988):** "La reforma del sistema de intervención del Banco de España en el mercado de cambios", Boletín Económico del Banco de España, Febrero, 21-25.
- Maravall, A. y Bentolila, S. (1986):** "Una medida de volatilidad en series temporales con una aplicación al control monetario en España", Investigaciones Económicas 10, 185-199.
- Mussa, M. (1986):** "Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25, 117-214.
- Rodríguez Mendizábal, H. (1992):** "Contrastes de credibilidad para la banda de fluctuación de la peseta en el Sistema Monetario Europeo", Moneda y Crédito 195, 101-136.
- Rogoff, K. (1985):** "Can exchange rate predictability be achieved without monetary convergence? Evidence from the EMS", European Economic Review 28, 93-115.
- Rose, A. y Svensson, L. (1993):** "European exchange rate credibility before the fall", Working Paper No. 4495, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Sugihara, G. y May, R. (1990):** "Nonlinear forecasting as a way of distinguishing chaos from measurement error in time series", Nature 344, 735-741.
- Svensson, L. (1992):** "An interpretation of recent research on exchange rate target zones", Journal of Economic Perspectives 6, 119-144.
- Svensson, L. (1993):** "Assessing target zone credibility: Mean reversion and devaluation expectations in the ERM, 1979-1992", European Economic Review 37, 763-793.
- Takens, F. (1981):** "Detecting strange attractors in turbulence", en D. Rand y L. Young (eds.): Dynamical systems and turbulence, Springer-Verlag, Berlin, 366-381.





**FUNDACION BBV**

Gran Vía, 12 - 48001 BILBAO  
Alcalá, 16 - 28014 MADRID