

## **Estimación de modelos de “nueva información”: aplicación a los mercados de cambio en períodos de menor y/o mayor especulación**

AMIGO DOBAÑO, L.

*Departamento de Economía Aplicada. Facultad de Ciencias Empresariales.  
Universidad de Vigo.*

Campus de Lagoas Marcosende, s/n. Vigo. España. Tlf: 986 81 35 17 - Fax: 986 81 24 01. E-mail: [lamigo@uvigo.es](mailto:lamigo@uvigo.es)

### RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es contrastar si las variaciones no anticipadas de las variables económicas fundamentales y no fundamentales pueden explicar las variaciones en los tipos de cambio, y si esta premisa es igualmente válida en períodos estándar y en períodos de especulación elevada. Para ello, partiendo del Modelo Básico de Frenkel (1981), la aplicación empírica realiza el análisis de la evolución del mercado de cambio de la peseta española frente al dólar estadounidense desde la incorporación de España en la Comunidad Europea en 1.986 hasta el año 1.993 bajo un planteamiento de innovación de la información, prestando especial atención a la segunda mitad del año 1992, cuando se inició un período de inestabilidad que constituye, sin duda, la crisis más grave del SME desde su constitución en marzo de 1.979. Se consideran noticias sobre el tipo de interés nominal, el nivel de reservas y la volatilidad realizada en el propio mercado. Cabe matizar que, el propósito último no es el encontrar una especificación “correcta” del comportamiento de los mercados de cambio, sino determinar la importancia relativa de los factores fundamentales y no fundamentales en su determinación. Las estimaciones muestran un efecto parcial de la nueva información respecto a dichas variables sobre las fluctuaciones del mercado de cambio y donde las particularidades son asociadas a períodos de menor y/o mayor especulación. Los resultados de esta investigación reportan especial interés para todas las instituciones que operan en el ámbito internacional bajo un sistema de tipos de cambio flexibles, en las que la gestión del riesgo de cambio constituye una de sus principales preocupaciones.

*Palabras Clave:* Mercados Cambiarios, Modelos de Innovación de la Información.

### ABSTRACT

The aim of this paper is to determine the relative importance of fundamental and non fundamental factors in determining the behaviour of the exchange markets, and whether this premise is equally valid for standard periods and periods of high speculation. On the basis of Frenkel's (1981) basic model, this empirical application analyses the changes in the exchange market for the Spanish peseta against the US dollar from the accession of Spain to membership of the European Community in 1986 to 1993, under an approach based on innovation in

Artículo recibido el 2 de noviembre de 2001. Aceptado el 13 de agosto de 2002.

information. Special attention is paid to the second half of 1992, when a period of instability began which marked what was certainly the most serious crisis in the EMS since its set-up in March 1979. News stories on nominal interest rates, reserve levels and market volatility are considered. Estimates show a partial effect of new information concerning the said variables on fluctuations in the exchange market where macroeconomics variables are associated with periods of lesser speculation. The results of this research are of particular interest to all those institutions which operate on the international stage under a system of flexible exchange rates in which exchange risk management is a leading concern.

*Key words:* Exchange rate markets, information innovation models.

Código JEL: C22, F31.

## 1. INTRODUCCIÓN

Tras el abandono del tipo de cambio fijo por parte de Estados Unidos y la implantación generalizada del régimen de tipos de cambio flexibles en los mercados internacionales en Marzo de 1973, ha quedado patente la importancia que la evolución de los mercados de cambio tienen como variable básica de una economía. En este sentido, el tipo de cambio representa uno de los precios más importantes de una economía, en tanto en cuanto las variaciones en el mismo repercutirán de manera considerable en los movimientos internacionales, tanto de bienes y servicios, como de flujos de capital, afectando al resto de variables macroeconómicas y por ende repercutiendo también de forma considerable sobre el comportamiento de las empresas, máxime si estas operan con el exterior, tanto en temas de importación/exportación, como en operaciones de inversión y financiación en moneda extranjera.

Por ello, el presente trabajo pretende contrastar si, bajo un contexto de tipos de cambio flexibles, las variaciones no anticipadas de las variables económicas fundamentales y no fundamentales pueden explicar las variaciones en los tipos de cambio, siendo el objetivo último no el encontrar una especificación que explique completamente el comportamiento del tipo de cambio nominal, sino determinar la importancia relativa de estas variables fundamentales y no fundamentales en su determinación en períodos de menor y/o mayor especulación. La aplicación empírica se realiza en el período muestral 1986-1993 para el tipo de cambio peseta/dólar estadounidense, por ser esta última la moneda de referencia en las principales transacciones económicas y financieras a nivel internacional. No somos ajenos, sin embargo, a la importancia que supondría realizar un análisis similar para la futura moneda única europea, el Euro; y que será probablemente, un reto para investigaciones futuras.

Con tal fin, tomando como referencia básica los trabajos precursores que tenían como objetivo determinar la evolución de los tipos de cambio y, entre los cuales cabe destacar los basados en la Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (Casel, 1919), los modelos de

flujos (Meade, 1951; Fleming, 1962), y los modelos de activos (Frenkel, 1976; Dornbusch, 1976; Branson, 1976, 1977) que generaron gran atención a partir de principios de los setenta con el establecimiento del sistema de tipos de cambio flexibles; se produce un consenso generalizado de que estos presentan una escasa eficiencia predictiva, que posiblemente estaría debida a la consideración de variables únicamente de tipo macroeconómico.

Ello motivó el desarrollo de una extensa literatura sobre modelos teóricos que intentan reflejar las regularidades empíricas observadas en la evolución temporal de los tipos de cambio. Este enfoque parte de la premisa de que el tipo de cambio debe considerarse como el precio de un activo financiero que se negocia en un mercado (Mussa, 1979). Dentro de estos modelos se encuentran<sup>1</sup>, y en ellos se fundamentará nuestra investigación, los modelos de News, modelos estos que subrayan la importancia desempeñada por las expectativas de los agentes sobre las condiciones económicas fundamentales que determinan el tipo de cambio considerado, pero teniendo en cuenta también que, estas expectativas estarían además muy influenciadas por la “nueva información” disponible sobre tales variables (Frenkel y Mussa, 1980; Mussa, 1982, 1984).

A partir de entonces, aparecieron numerosos trabajos que aplican empíricamente este enfoque, empleando “noticias” sobre distintas variables generadas por distintos métodos. Entre dichos trabajos podemos citar, los de Dornbusch (1980) que distingue tres tipos de nueva información: referente a la balanza por cuenta corriente, sobre factores de demanda o cíclicos y en tercer lugar sobre los tipos de interés. Por su parte, Frenkel (1981); Edwards (1982) y Copeland (1984); se aproximan a la nueva información a través de las variaciones no anticipada en los tipos de interés. Un tercer grupo de trabajos generan las noticias a partir de las ofertas monetarias utilizando el filtro de Kalman, véase en este sentido Bomhoff y Korteweg (1983). Y por último, Edwards (1983), se aproxima al concepto de news teniendo en cuenta las variaciones (permanentes y temporales) en la cantidad de dinero y también las variaciones en los tipos de interés y en el nivel de renta y Edison (1997) que se aproxima a la nueva información mediante la utilización de variables también de tipo monetario.

Con respecto a la bibliografía en el caso español, este enfoque ha sido contrastado por Gámez (1986) que analiza la incidencia de variaciones monetarias no anticipadas sobre el tipo de cambio peseta-dólar en el período 1978-1985, con periodicidad mensual; Bajo y

---

1. También debemos mencionar dentro de estos modelos los basados en la existencia de burbujas especulativas (Evans, 1986); Meese, 1986); los que proponen la existencia de distintos tipos de agentes en los mercados: chartistas y fundamentalistas, (Frankel y Froot, 1988), y los que pretenden detectar patrones de conducta en los mercados cambiarios. Dentro de este último grupo se encuentran, entre otros, los modelos de Volatilidad Condicional ARCH (Engle, 1982), las modelizaciones basadas en la teoría del Caos (Frank y Stengos, 1988), y los modelos de zonas objetivo o “target zones” (Krugman, 1991; Bertola y Caballero, 1992). Para más detalles sobre la literatura existente, véanse, entre otros, Bajo y Sosvilla (1993) y Frankel y Rose (1995).

Montávez (1998) que contrastan para el tipo de cambio de la peseta respecto al marco alemán y al dólar estadounidense en el período 1986-1996 con periodicidad mensual, considerando noticias sobre la oferta monetaria, el nivel de actividad, el tipo de interés nominal, la tasa de inflación, el saldo de la balanza comercial y el saldo presupuestario del sector público; y Vega (1999) donde se presentan estimaciones distintas de modelos de nueva información para los tipos de cambio mensuales de la peseta, el marco alemán y el yen respecto al dólar en el período 1980-1998.

En resumen, buena parte de los argumentos teóricos aportados y la literatura empírica que de ella se ha derivado, reflejan resultados variantes y poco concluyentes, dependiendo los mismos del mercado analizado y del objetivo perseguido. Ello justifica el propósito de nuestro trabajo, el ofrecer nueva evidencia que analiza la diferente importancia relativa que ejercen diversas variables económicas fundamentales y no fundamentales en el comportamiento de los mercados de cambio, centrado especialmente en las posibles particularidades asociadas a períodos de menor y/o mayor especulación.

Así, se aborda el contraste de modelos de News partiendo del modelo básico de Frenkel (1981) que sólo consideraba como fuente de información las innovaciones en el diferencial de los tipos de interés nacional y extranjero respectivamente. Con el objeto de aportar evidencia adicional al respecto, consideraremos que la nueva información se puede aproximar, con resultados más o menos satisfactorios, incorporando además el error cometido en la formación de las expectativas acerca del nivel de Reservas, así como una variable básica del mercado de cambios, la Volatilidad realizada. La contribución de este artículo frente a estudios previos es doble; por un lado, abordamos un análisis que pretende extraer patrones de conducta diferenciados para dos submuestras bien diferenciadas, inestabilidad vs. estabilidad financiera y, por otro, dicho análisis incorpora, en contraste con trabajos anteriores, un supuesto adicional: solo incluimos como variables exógenas la nueva información sobre variables, tanto fundamentales como no fundamentales, no antes contempladas por la literatura al respecto.

Los resultados obtenidos avalan la estructura del modelo planteado en nuestra investigación, por permitir explicar y predecir de manera razonable la evolución del tipo de cambio considerado, al tiempo que refleja determinadas particularidades asociadas a períodos de especulación diferente. Con ello, contribuiremos, al menos en alguna medida, a identificar, explicar y cuantificar el riesgo de cambio, posibilitando así la adopción de las políticas oportunas que permitan gestionarlo.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta el modelo de Nueva Información como un enfoque monetario incluyendo la hipótesis de expectativas racionales. En particular, en nuestro trabajo, proponemos un modelo teórico que se deriva directamente del modelo básico de Frenkel (1981) que pretende contrastar si, bajo un contexto de tipos de cambio flexibles, estos pueden trasladar las expectativas sobre determina-

das variables fundamentales y no fundamentales a la propia tasa de rendimiento del tipo de cambio, centrandose especialmente la atención en las posibles particularidades asociadas a períodos de menor y/o mayor especulación. La sección 3 presenta los datos utilizados. Seguidamente, en la Sección 4 se presenta la metodología econométrica y los resultados de la investigación. Finalmente, en la Sección 5 se presentan las conclusiones.

## 2. EL MODELO TEÓRICO: ENFOQUE DE LA NUEVA INFORMACIÓN

Los modelos de nueva información se pueden considerar en su conjunto como una extensión del enfoque monetario incluyendo la hipótesis de expectativas racionales: el tipo de cambio actual depende de los valores actuales y futuros esperados de los determinantes fundamentales, adquiriendo especial relevancia la formación de las expectativas de los agentes económicos que intervienen en el mercado de divisas.

En este contexto, el tipo de cambio (en términos logarítmicos) en el período  $t$  vendría determinado por la siguiente expresión:

$$s_t = X_t + a\Delta s_{t+1}^e \quad [1]$$

donde  $X_t$  es un vector que representa las condiciones fundamentales básicas que afectan al tipo de cambio y el segundo sumando es la tasa de variación esperada en el tipo de cambio entre el período  $t$  y  $t+1$  condicionada por el conjunto de información disponible en  $t$ , que afecta al tipo de cambio en  $t$  con una elasticidad  $a$ . Por otra parte, si suponemos que los agentes forman sus expectativas racionalmente, sustituyendo de forma recursiva obtendríamos la expresión [2]:

$$s_t \equiv [1/(1+a)] \sum_{j=0}^{\infty} [a/(1+a)]^j X_{t+j}^e \quad [2]$$

El tipo de cambio actual depende, de esta forma, de los valores actual y esperados en el futuro (desde cero hasta infinito) de sus determinantes fundamentales, de tal manera que se puede descomponer la variación del tipo de cambio en variación anticipada y variación no anticipada, tal que:

$$\Delta s_t \equiv s_{t+1} - s_t = \Delta s_t^e + \Delta s_t^u \quad [3]$$

donde los superíndices  $e$  y  $u$  hacen referencia al componente anticipado y no anticipado respectivamente, por lo que:

$$\Delta s_t^e \equiv s_{t+1}^e - s_t \quad [4]$$

$$\Delta s_t^u \equiv s_{t+1} - s_{t+1}^e \quad [5]$$

Tomando en consideración las expresiones [3], [4] y [5], tendríamos que la variación anticipada en el tipo de cambio es una suma descontada de las variaciones futuras esperadas en las condiciones económicas fundamentales que afectan al tipo de cambio, mientras que la variación no anticipada es una suma descontada de las variaciones en las expectativas sobre los valores futuros en los fundamentos -nueva información recibida entre el período  $t$  y el  $t+1$ -.

En este contexto, podemos expresar -a partir de la ecuación [3]- lo siguiente:

$$s_{t+1} = s_t + \Delta s_t^e + \Delta s_t^u \quad [6]$$

donde, como puede observarse, el tipo de cambio seguiría un paseo aleatorio que se ve afectado por las variaciones anticipadas y no anticipadas del tipo de cambio.

En particular, en nuestro trabajo, proponemos un modelo teórico que se deriva directamente del modelo básico de Frenkel (1981):

$$s_t = a + b f_{t-1}^t + [(i - i^*)_t - E_{t-1}(i - i^*)_t] + \varepsilon_t \quad [7]$$

donde  $f_{t-1}^t$  es el logaritmo neperiano del tipo de cambio forward que fijamos en  $t-1$  para el pago de las divisas en el período  $t$ ,  $i$  e  $i^*$  son los tipos de interés nominal doméstico y extranjero, respectivamente y  $\varepsilon_t$  es un proceso ruido blanco. El tercer sumando de esta expresión representaría la *nueva información* sobre diferenciales de tipos de interés.

Sin embargo, en contraste con trabajos anteriores, nuestro modelo incorpora un supuesto adicional, esto es, solo incluirá como variables exógenas la nueva información, tanto sobre variables fundamentales (en este caso los tipos de interés a corto plazo) como sobre variables no fundamentales (los niveles de reserva oficial nacional y extranjero respectivamente, y la Volatilidad realizada en el mercado de cambio). Esto supone una relajación de la hipótesis de eficiencia del mercado de cambios, y que era uno de los supuestos del modelo de Frenkel.

De esta manera, para abordar la modelización de la nueva información, partimos del siguiente supuesto:

$$S_t = h_t + u_t \quad [8]$$

donde el logaritmo del tipo de cambio en un momento determinado es función de una serie de variables que suponemos exógenas, y que por simplificar llamamos  $h$ , más un vector de perturbaciones  $u_t$ .

Tomando expectativas en la ecuación anterior,

$$E_{t-1} S_t = E_{t-1} h_t \quad [9]$$

donde  $E_{t-1}$  representa la esperanza condicionada al conocimiento de la información hasta el período  $t-1$ .

$$\text{Operando, resulta} \quad S_t - E_{t-1} S_t \equiv \Delta S_t^{na} = (h_t - E_{t-1} h_t) + u_t \quad [10]$$

Por lo tanto,

$$news = h_t^{na} \equiv h_t - E_{t-1}h_t \quad [11]$$

donde:

$$h = g(i, i^*, R, R^*, V_t) \quad [12]$$

siendo  $i$  el nivel de tipos de interés doméstico,  $R$  el nivel de Reservas doméstico y  $V_t$  la volatilidad realizada en el mercado cambiario. Por su parte, las variables con asteriscos representan las correspondientes variables extranjeras.

Partiendo de estas variables, fundamentales y no fundamentales,  $E_{t-1}h_t$  seguirá un proceso estocástico del tipo ARIMA(p,d,q) y por lo tanto  $h_t^{na}$  serán los residuos de:

$$h_t^{na} \equiv h_t - E_{t-1}h_t \quad [13]$$

En este trabajo hemos obtenido la información no anticipada a través del análisis univariante de series temporales de Box y Jenkins (1970), conocida como metodología ARIMA. Pero también podrían utilizarse otros métodos distintos de tratamiento de series temporales, como por ejemplo el filtro de Hodrick-Prescott, filtro de Kalman y estimadores FM-OLS (Fully Modified-Ordinary Least Squares) de Phillips y Hansen. Una aplicación empírica que compara diversos métodos es realizado en Vega (1999), donde se presentan distintas estimaciones de modelos de nueva información para los tipos de cambio de la peseta, el marco alemán y el yen respecto al dólar en el período 1980-1998, considerando noticias fundamentadas en la teoría económica.

### 3. LOS DATOS

Como ya se ha indicado en la introducción, el objetivo que se persigue es proponer un modelo empírico que vincule la tasa de rendimiento de mercado de cambios, bajo tipos flexibles, a las variables económicas propias del modelo básico de Frenkel (1981), esto es, los tipos de interés nacional y extranjero respectivamente, pero incorporando además, teniendo en cuenta su estrecha relación con la evolución del mercado de divisas, la evolución del nivel de reservas así como la propia volatilidad realizada. En realidad, se trata de evaluar la capacidad del sistema de cambios para trasladar las expectativas sobre estas variables a la propia tasa de rendimiento del tipo de cambio, centrando especialmente la atención en las posibles particularidades asociadas a períodos de menor y/o mayor especulación.

Para realizar dicho estudio, las series de datos utilizadas proceden de las estadísticas de la OCDE (*Main Economic Indicators*). Disponemos de la serie spot del tipo de cambio

medio peseta/dólar estadounidense ( $S_t$ ) y de las series de tipos de interés a corto plazo –tipo de interés interbancario a tres meses para España ( $i_t$ ) y tipo de interés de los bonos del Tesoro a tres meses para Estados Unidos ( $i_t^*$ ); y nivel de reservas en España ( $R_t$ ) y Estados Unidos ( $R_t^*$ ) respectivamente, con periodicidad mensual, desde 1986 hasta 1993 (96 observaciones). Asimismo, hemos construido la variable volatilidad realizada de la siguiente manera:

$$V_t = r_t^2$$

$$r_t = \log(s_t / s_{t-1})$$

donde  $V_t$  denota la volatilidad y  $r_t$  la tasa de rendimiento del tipo peseta/dólar entre el período  $t$  y  $t-1$  respectivamente. Todas las variables son definidas en términos de logaritmos neperianos para estabilizar sus varianzas. Dichos datos no están ajustados estacionalmente, con el fin de evitar las posibles distorsiones en la dinámica del sistema original introducidas al utilizar filtros distintos en las diferentes series.

#### 4. METODOLOGÍA Y RESULTADOS DE LA INVESTIGACIÓN

El análisis inicial para contrastar la importancia relativa que ejercen las noticias no anticipadas por los agentes sobre diversas variables económicas fundamentales y no fundamentales en el comportamiento de los mercados de cambio se ha centrado en la técnica de regresión. Para ello se abordaron previamente algunas cuestiones que, son necesarias en el análisis y modelización de series temporales. En concreto, se realizó el análisis de estacionariedad basado en el cálculo previo de los contrastes de raíces unitarias mediante los test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron (P-P) sobre las series consideradas, tal y como se muestra en la Tabla 1 del Apéndice<sup>2</sup>. Los resultados obtenidos avalan que, excepto la volatilidad realizada que es estacionaria en el nivel de la serie, el resto de variables presentan un término integrado y por tanto serán consideradas en primeras diferencias.

Los modelos básicos propuestos para la obtención de la nueva información parten de la observación de los gráficos de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de dichas variables, sugiriendo determinados procesos estocásticos para cada una de ellas.

2. En el análisis de estacionariedad se ha seguido el procedimiento de Dickey y Pantula (1987), consistente en identificar el número de raíces unitarias regulares contrastando la hipótesis nula de la existencia de un proceso  $I(1)$  contra uno  $I(0)$  y en caso de que se acepte esta hipótesis, se continúa secuencialmente contrastando un  $I(2)$  respecto a un  $I(1)$  y así sucesivamente hasta que se rechace la hipótesis nula. Debido a que en este segundo test se rechaza la hipótesis nula se detiene el proceso secuencial para las series consideradas, excepto para la volatilidad que se detiene en el primer paso.

Seguidamente se reflejan los resultados de la estimación de las series generadoras de la nueva información mediante la metodología ARIMA.

$$i_t = 0.2908 i_{t-1} + 0.1925 i_{t-2} + u_t$$

(0.1018) (0.1019)

$$i_t^* = 0.3895 i_{t-1}^* + u_t$$

(0.0955)

$$R_t = u_t - 0.1219 u_{t-1} - 0.6407 u_{t-2}$$

(0.0793) (0.0795)

$$R_t^* = 0.4627 R_{t-1}^* + u_t$$

(0.0917)

$$V_t = 0.4627 V_{t-1} + u_t$$

(0.0991)

donde  $E_{t-1} u_t = 0$ . Entre paréntesis figuran las desviaciones típicas correspondientes.

Tras la estimación de la series generadoras de la nueva información, el modelo propuesto para contrastar la importancia relativa que la información inesperada ejerce sobre los mercados de cambio es el siguiente:

$$\Delta S_t = \alpha_1 \Delta i_t^{na} + \alpha_2 \Delta i_t^{na*} + \alpha_3 \Delta R_t^{na} + \alpha_4 \Delta R_t^{na*} + \alpha_5 V_t^{na} + \varepsilon_t \quad [14]$$

donde el superíndice *na* denota la variación no anticipada de las variables en el período *t*. Previamente a la estimación del modelo propuesto, efectuamos un análisis de la dependencia o independencia de la variable expectativas de la volatilidad realizada con la perturbación aleatoria. Para ello se utilizó el test de exogeneidad de Hausman y cuyos resultados se muestran en la Tabla 2 del Apéndice. De los resultados obtenidos del test, se deduce que la hipótesis de exogeneidad no resulta rechazada para los niveles de significación habitual, puesto que el coeficiente de la variable expectativas de la volatilidad realizada no es significativo (el valor del estadístico  $t = -1,7780$ ), así podemos deducir que el regresor se distribuye independientemente de las perturbaciones y podremos aplicar MCO, lo que nos permitirá obtener estimadores consistentes y eficientes.

Aceptada la exogeneidad de las expectativas de la volatilidad realizada, seguidamente se procedió a la estimación de los parámetros del modelo propuesto mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios. En la Tabla 3 del Apéndice se recogen los coeficientes estimados de los parámetros, junto con su desviación típica y otros resultados de la estimación.

Los resultados reflejan que todos los coeficientes resultan significativos para los niveles de significación habitual. Conjuntamente también resultan significativos. Además, to-

das las variables entran en el modelo con el signo esperado. Al mismo tiempo, el modelo estimado a través del método de mínimos cuadrados ordinarios cumple los requisitos exigidos por dicho método, a saber: estacionariedad de las series, homocedasticidad de los términos de error, ausencia de autocorrelación, ausencia de multicolinealidad y residuos normalmente distribuidos; lo que se comprobó mediante los test de validación correspondientes, resultados estos que aunque no se muestran en el trabajo están a disposición del lector interesado. Se puede considerar por tanto que, los parámetros obtenidos son buenos estimadores de los parámetros poblacionales.

Bajo los supuestos anteriores, el contraste de significatividad individual y conjunta de los coeficientes del modelo estimado nos permite afirmar que la tasa de variación del rendimiento en el mercado de cambios peseta-dólar se puede explicar de manera razonable por la interacción de diversos tipos de expectativas: expectativas sobre variables monetarias pero también en función de expectativas de otras variables económicas como son el nivel de Reservas o incluso la propia evolución de la volatilidad realizada en el mercado de cambios del tipo pta/\$. Todo esto queda reflejado en unos valores razonables del  $R^2$  y  $R^2$  corregido, en cuanto a temas financieros se refiere.

En la interpretación de la influencia que las distintas variables explicativas ejercen sobre la variable explicada, hay que tener en cuenta que no todas son medidas en las mismas unidades. En líneas generales, los resultados de la estimación reflejan que, una mayor depreciación de la peseta frente al dólar estadounidense habría estado asociada con un nivel de Reservas en Estados Unidos mayor que el esperado y una volatilidad de dicha cotización mayor que la esperada. Y, en menor medida, se habría producido también una mayor depreciación de la peseta en presencia de un tipo de interés nacional menor que el esperado y de un tipo de interés extranjero mayor que el esperado.

Por último, con el fin de profundizar en nuestro modelo con información relativa al interés para la predicción que se puede extraer de las regularidades puestas en evidencia en este estudio pero, sobretodo, para dotarlo de validez empírica adicional, se ha realizado un análisis de la capacidad predictiva mediante el coeficiente de Theil, con unos resultados que quedan reflejados en la Tabla 2 del Apéndice. Este estadístico compara la capacidad predictiva del modelo de nueva información, con un modelo ingenuo de paseo aleatorio. Como puede observarse, el valor del coeficiente de Theil inferior a la unidad, estaría indicando una satisfactoria capacidad predictiva del modelo aquí planteado, si bien dichos resultados no son del todo satisfactorios puesto que se aproximan a la unidad<sup>3</sup>.

A continuación, dado el conocimiento que se tiene a priori del período muestral considerado, que se corresponde a circunstancias económicas y entornos institucionales muy

---

3. Resultados de otras medidas de capacidad predictiva como la Suma de Cuadrados de los Errores de Predicción o la Raíz del Error Cuadrático Medio proporcionan resultados en la misma línea y, por tanto y por restricciones de espacio, no se han anexado a las Tablas.

diversos capaces de incidir sobre el proceso de formación de expectativas que se encuentra en la base de los contrastes realizados, parece lógico realizar un análisis de estabilidad estructural de los parámetros en las estimaciones y la significación temporal de los contrastes realizados. Ello permitirá extraer patrones de comportamiento diferente sobre la evolución del mercado de cambios en períodos de mayor y/o menor especulación.

### **Análisis del Cambio Estructural**

El estudio de la estabilidad estructural del modelo descansa, por una parte, en la correcta evaluación desde el punto de vista analítico de las tendencias y fracturas temporales de la estrategia de las políticas monetarias y cambiarias de la economía española en relación no sólo con la economía norteamericana sino también con la europea en un contexto de globalización; y, por otra, en el análisis econométrico de la estabilidad estructural, considerando para ello la utilización de diferentes técnicas de contraste, capaces de fijar con rigor estadístico los momentos o puntos de ruptura de las series.

La muestra seleccionada (1986:01-1993:12) contiene un proceso de tránsito de una política monetaria y cambiaria practicada por el Banco de España que puede caracterizarse como moderada<sup>4</sup> hasta 1985 hacia una política monetaria en estrecha relación con el proceso de integración en la Comunidad Económica Europea, unido todo ello a las condiciones que guiaron la política monetaria de los Estados Unidos. Así, en líneas generales, dentro de nuestra muestra se distinguen claramente varios subperíodos que esquematizamos seguidamente.

Partiendo de situarnos en el período 1986-1988 que puede considerarse de estabilidad, a partir de Junio de 1989 el panorama cambia con la incorporación de la peseta al S.M.E. En realidad, la modificación del entorno financiero y cambiario tiene lugar en Abril del año precedente, momento a partir del cual el Banco de España asume las exigencias implícitas en el compromiso cambiario europeo, renunciando a utilizar el tipo de cambio como instrumento de política económica. De esta manera, entre 1989 y 1993 "el peso del ajuste interno y externo va a seguir recayendo sobre la política monetaria, instrumentada mediante la combinación de topes al crecimiento del crédito bancario y elevados tipos de interés".

---

4. Cuyos principales objetivos eran:

- Financiación del déficit corriente a través de intervenciones en el mercado de cambios y la estrategia sobre la cuenta de reservas de divisas y entrada de capitales.
- Política antiinflacionista orientada al abaratamiento de los precios interiores.

En cualquier caso, el período que va desde 1980 a 1985 debe reseñarse siempre con relación al cambio experimentado por la política monetaria y fiscal de la economía norteamericana, que apostaba por una estrategia de sistemáticas elevaciones del tipo de interés con objeto de reducir sus elevados déficits externos y controlar la inflación.

Para más detalles sobre estas cuestiones véase, BANCO DE ESPAÑA, Informe Anual, 1985-1993.

Concretamente, la política monetaria parece subordinarse al mantenimiento del tipo de cambio en un contexto de elevados tipos de interés nominales capaces de atraer el capital necesario para financiar los crecientes déficits de la balanza corriente.

A partir de 1990, el papel corrector de los desequilibrios fundamentales -balanza de pagos e inflación- quedaba exclusivamente vinculado a los ajustes de demanda interna a través de la reducción del crédito, con riesgo de provocar más allá del enfriamiento, una auténtica recesión.

Así, el desplome de la demanda agregada en 1991 y, muy especialmente, las crisis financieras del Sistema Monetario Europeo de 1992 y 1993 provocaron un severo proceso especulativo contra la peseta. Proceso éste que se basó en la sospecha generalizada de la sobreapreciación de la moneda nacional y sedimentó en el incremento de la prima de riesgo en los mercados forward. Por su parte, el aumento de las primas de riesgo y la reducción del diferencial de tipos de interés desataron la especulación y ello determinó la necesidad de una política monetaria más restrictiva (elevación de los tipos de interés) que agravó la crisis económica hasta provocar finalmente la senda devaluatoria que tuvo lugar entre septiembre de 1992 y mayo de 1993.

En resumen, en este último período tuvo lugar un contexto de política monetaria vacilante, muy variable, intervencionista y perturbadora, al servicio de objetivos internos y externos incompatibles, y preocupada más por el corto plazo que por el largo plazo que acabó por generar expectativas cambiarias muy inadecuadas en los mercados de cambios.

Por todo ello, dado que el período muestral abarca observaciones correspondientes a circunstancias económicas y entornos institucionales muy diversos capaces de incidir sobre el proceso de formación de expectativas, parece lógico realizar un análisis de estabilidad estructural de los parámetros en las estimaciones realizadas previamente, prestando especial atención al año 1992, cuando se inició un período de inestabilidad que constituye, sin duda, la crisis más grave del SME desde su constitución en marzo de 1979. Para ello emplearemos varios procedimientos. En primer lugar, la utilización de regresiones móviles, Tabla 4 del Apéndice, lo cual permitirá, no solamente detectar si los estimadores permanecen estables a lo largo de la muestra, sino también fijar subperíodos más o menos estables para estudiar la relevancia de las *news* consideradas en este estudio. En segundo lugar, la utilización del test de Chow, Tabla 3 del Apéndice.

Las denominadas “regresiones móviles” así como una serie de estadísticos que de ellas se derivan, han sido realizadas sucesivamente para muestras de 24 observaciones. Téngase en cuenta, sin embargo, que este tamaño no es demasiado grande como para garantizar que los test asintóticos alcancen un grado suficiente de fiabilidad, por lo cual los resultados que de aquí se deriven deben ser considerados con cierta precaución. La primera estimación recoge datos de enero de 1986 a diciembre de 1987 y cada nueva estimación elimina el

primer año de la muestra precedente e incorpora un nuevo año, para de esta manera observar la estabilidad de los coeficientes a lo largo de todo el período muestral.

Como puede observarse, en ninguna de las estimaciones las expectativas de nueva información son significativas en su conjunto en la explicación de la tasa de depreciación (o tasa de rendimiento) del tipo de cambio. Se constata, al mismo tiempo, que los signos de los estimadores cambian en algunas regresiones.

En cualquier caso, sin embargo, desempeñan un peso importante las expectativas sobre la evolución futura de la propia volatilidad observada en el mercado, siendo especialmente significativa en el último subperíodo, 1992:01-1993:12, período de alta volatilidad. De hecho, para esta última regresión se puede confirmar que el comportamiento del coeficiente de la variable volatilidad apenas se asemeja a los coeficientes estimados para dicha variable en el resto de regresiones, experimentando cambios importantes en valor absoluto respecto a las regresiones precedentes. Por su parte, el resto de las variables exógenas presenta, en general, una evolución temporal bastante estable.

Por su parte, obsérvese que en todas las regresiones (salvo una) se detecta el no rechazo de la hipótesis de incorrelación entre las perturbaciones, teniendo en cuenta el valor que adopta el estadístico Q de Box & Pierce. El estadístico de Wald no rechaza para todas las estimaciones la hipótesis de que las expectativas sobre la volatilidad realizada es un factor determinante en la explicación de la tasa de rendimiento del mercado de cambios, cumpliéndose esta afirmación para el período 1992.01-1993-12, entre otros. En general, se sospecha la no estabilidad de los coeficientes para todo el período considerado. Esto se ratificará con el test de Chow.

Concretamente, mediante el test de Chow se pretende evaluar si el proceso especulativo contra la peseta de principios de los noventa y que culminó con la senda devaluatoria iniciada en septiembre de 1992, pudo afectar a los parámetros del modelo estimado. Se pretende evaluar, por tanto, si las dos submuestras (desde enero de 1986 hasta agosto de 1992 y desde septiembre de 1992 hasta diciembre de 1993) fueron generadas por una misma estructura económica. De esta manera, si la variación que supone el proceso de devaluaciones afecta de forma significativa a los coeficientes del modelo, estaríamos ante un cambio estructural. El resultado del test permite rechazar la hipótesis nula de inexistencia de cambio estructural para los niveles de significatividad habitual.

Para finalizar este epígrafe, y dado el rechazo de la hipótesis de inexistencia de cambio estructural, presentamos a continuación los resultados de las reestimaciones que se obtienen de particionar el modelo propuesto en este trabajo en dos submuestras, considerando como punto de ruptura septiembre de 1992; y que permite extraer reflexiones relevantes para nuestro estudio. Los resultados se presentan en la Tabla 5 del Apéndice. Téngase en cuenta a este respecto que, en la segunda submuestra hemos procedido a aumentar el número de observaciones hasta diciembre de 1994, con el objeto de que los estimadores generen,

con una mayor probabilidad, estimaciones próximas al verdadero valor del parámetro y garantizar así en mayor medida la propiedad de consistencia y por consiguiente una mayor fiabilidad en los resultados obtenidos<sup>5</sup>.

El análisis comparativo de dicha estimación para ambas submuestras, previo estudio de los test de validación pertinentes, conduce a que podamos afirmar que, no tanto que el modelo se comporta peor en el segundo subperíodo, como que dicho empeoramiento se deriva de las condiciones de comportamiento de las políticas monetarias en relación al tipo de cambio y que desembocaron en un comportamiento irracional difícilmente capaz de ser recogido por este tipo de modelo.

En cualquier caso, el análisis detallado de los resultados de la Tabla 5 permite sugerir que las estimaciones difieren significativamente entre ambas submuestras y también en referencia al modelo estimado conjuntamente para el período muestral considerado en este trabajo, léase 1986-1993. Así, por lo que respecta a la primera submuestra, una mayor depreciación del tipo peseta/dólar habría estado asociada con unas reservas americanas mayores que las esperadas y, en menor medida, con un tipo de interés americano mayor que el esperado y un tipo español menor que el esperado. Por su parte, y tal como ya apuntamos anteriormente, la segunda submuestra ofrece unos resultados mucho más erráticos, y donde en principio, sólo se detectaría una mayor depreciación de la peseta frente al dólar ante unos niveles en la volatilidad del propio mercado mayor al esperado, no desempeñando, por tanto, papel importante alguno la evolución de variables de tipo macroeconómico.

Creemos por tanto, que estos resultados son relevantes para los agentes que operan en el ámbito internacional, tanto desde entes públicos como privados, al permitir extraer reflexiones de interés sobre el comportamiento de las expectativas tanto de variables de tipo macroeconómico o no, en el comportamiento de los mercados de cambio; permitiendo así la adopción de las medidas oportunas que permitan gestionarlo de cara a la búsqueda de reducción del riesgo de cambio.

Como conclusión, decir que, en cualquier caso, el estudio que aquí realizamos está condicionado por la carencia de datos. Hubiera sido de gran interés trabajar con series diarias teniendo en consideración que esta es la frecuencia relevante para estudiar el mercado de divisas, pero fue imposible dada la no disponibilidad de las series de los niveles de reserva doméstico y extranjero respectivamente. No obstante, si bien esto limita el alcance del estudio, no creemos que afecte a la relevancia de las conclusiones que del mismo se derivan.

---

5. Un análisis interesante que complementaría este estudio podría pasar por explorar los resultados que se obtendrían aplicando metodologías alternativas como el modelo LSTR (Logistic smooth transition regresión) propuesto por Leybourne et.al (1998), que considerando la muestra completa e implementando variables de intervención para capturar cambios en el nivel y/o inclinación de las series analizadas, permitiría analizar la intensidad de los cambios antes o después de las rupturas.

## 5. CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se ha intentado analizar si, bajo un contexto de tipos de cambio flexibles, las variaciones no anticipadas de las variables económicas fundamentales y no fundamentales pueden explicar las variaciones en los tipos de cambio. El argumento básico de nuestro trabajo ha consistido no en encontrar una especificación que explique completamente el comportamiento del tipo de cambio nominal, sino determinar la importancia relativa de estas variables fundamentales y no fundamentales en su determinación en períodos de menor y/o mayor especulación.

Para ello, la aplicación empírica realiza el análisis de la evolución del mercado de cambio de la peseta frente al dólar estadounidense, desde su incorporación en la Comunidad Europea en 1986 hasta el año 1993 bajo un planteamiento de innovación de la información, prestando especial atención a la segunda mitad del año 1992, cuando se inició un período de inestabilidad que constituye, sin duda, la crisis más grave del SME desde su constitución en marzo de 1979. Los resultados obtenidos de esta investigación creemos que resultan de especial interés para todas aquellas instituciones y/o empresas que invierten o negocian en mercados financieros internacionales donde la especulación y minimización del riesgo de cambio, mediante los medios de cobertura oportunos, constituye un pilar fundamental.

El modelo de News que planteamos en este trabajo parte del modelo básico de Frenkel (1981) que sólo consideraba como fuente de información las innovaciones en el diferencial de los tipos de interés nacional y extranjero respectivamente. Con el objeto de aportar evidencia adicional al respecto, consideramos que la nueva información se puede aproximar, con resultados más o menos satisfactorios, incorporando además el error cometido en la formación de las expectativas acerca del nivel de Reservas, así como una variable básica del mercado de cambios, la Volatilidad realizada. La contribución de este artículo frente a estudios previos es doble; por un lado, abordamos un análisis que pretende extraer patrones de conducta diferenciados para dos submuestras bien diferenciadas, inestabilidad vs. estabilidad financiera y, por otro, dicho análisis incorpora, en contraste con trabajos anteriores, un supuesto adicional: solo incluimos como variables exógenas la nueva información sobre variables, tanto fundamentales como no fundamentales, no antes contempladas por la literatura al respecto. Las noticias sobre dichas variables ha sido obtenida mediante la metodología ARIMA y la estimación del modelo propuesto se ha efectuado utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios.

En general, los resultados de la estimación en dicha muestra mostraban un efecto significativo sobre las variaciones registradas por dicho tipo de cambio, por parte de la evolución no anticipada de algunas variables, en particular el nivel de Reservas en Estados Unidos, el tipo de interés doméstico y extranjero y la propia volatilidad de dicha cotización.

Sin embargo, dado el conocimiento que se tiene a priori del período muestral considerado, que se corresponde a circunstancias económicas y entornos institucionales muy diver-

Los capaces de incidir sobre el proceso de formación de expectativas que se encuentra en la base de los contrastes realizados, llevó a que planteásemos un análisis de estabilidad estructural de los parámetros en las estimaciones y la significación temporal de los contrastes realizados. Ello ratificó la existencia de un cambio estructural significativo para dicho mercado en septiembre de 1992, fecha de comienzo de la “tormenta” monetaria que originó la crisis del SME. En este contexto, seguidamente se realizaron reestimaciones obtenidas de particionar el modelo propuesto en este trabajo en dos submuestras, considerando como punto de ruptura septiembre de 1992; y que permite extraer reflexiones relevantes para nuestro estudio.

El análisis comparativo de las estimaciones difieren significativamente entre ambas submuestras y también en referencia al modelo estimado para el período muestral objeto de estudio en este trabajo, léase 1986-1993. Así, por lo que respecta a la primera submuestra, una mayor depreciación del tipo peseta/dólar habría estado asociada con unas reservas americanas mayores que las esperadas y, en menor medida, con un tipo de interés americano mayor que el esperado y un tipo español menor que el esperado. Por su parte, para la segunda submuestra los resultados son mucho más erráticos, ya que en principio, sólo se detectaría una mayor depreciación de la peseta frente al dólar ante unos niveles en la volatilidad del propio mercado mayor al esperado, no desempeñando, por tanto, papel importante alguno la evolución de variables de tipo macroeconómico. Bajo las características propias del período muestral analizado esta afirmación es lógica ya que, desde el momento en que los shocks no anticipados en el mercado de cambios son, por su propia naturaleza, impredecibles y aleatorios, no es sorprendente que una de las variables básicas en la explicación de la evolución de los mercados de cambios flexibles sea la volatilidad.

En conclusión, vemos como la nueva información sería capaz de explicar sólo parcialmente las fluctuaciones del tipo de cambio considerado, en línea con trabajos anteriores realizados para la peseta y para otras monedas, tanto desde el punto de vista de este enfoque como de otras metodologías alternativas. Sin embargo, los resultados obtenidos de nuestra investigación evidencian la relevancia del modelo propuesto para identificar y explicar procesos con un grado diferente de especulación, posibilitando así, en alguna medida, el prevenir o anticipar episodios futuros de crisis en los mercados cambiarios, y permitan así una gestión adecuada del riesgo de cambio al que se ven expuestas las economías en general y las empresas en particular.

No obstante, no queremos concluir nuestro trabajo sin señalar que existen posibles vías complementarias de investigación por donde seguir avanzando y que, probablemente, resultarían de gran interés en el intento de mejorar las predicciones sobre volatilidad de los tipos de cambio. En este sentido, cabe considerar que, teniendo en cuenta que el mercado de divisas es un mercado completamente internacional, frecuentemente, las perturbaciones se extienden de un mercado a otro e incluso entre mercados diferenciados. En consecuencia, resultaría de gran interés plantear un análisis análogo al aquí presentado, considerando

que las variaciones de los tipos de cambio oscilan además en función de las expectativas sobre variaciones de mercados tan volátiles como son los mercados de valores. Tampoco somos ajenos a la importancia que supondría realizar un análisis en estos términos para la futura moneda única europea, el Euro; y que será probablemente, un reto para investigaciones futuras.

## APÉNDICE

TABLA 1. TEST DE RAÍCES UNITARIAS

### A) Test Dickey-Fuller

Serie	Niveles			Primeras diferencias		
	$\tau_{\mu}$	$\tau_t$	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_t$	$\tau$
$S_t$	-1.637	-0.568	-0.080	-4.496*	-4.971*	-4.526*
$i_t$	-2.658	-2.657	0.510	-4.116*	-4.176*	-4.123*
$i_t^*$	-0.368	-1.041	-0.999	-3.958*	-4.079**	-3.906*
$R_t$	-2.433	-1.140	1.036	-4.365*	-5.393*	-4.100*
$R_t^*$	-1.038	-1.427	0.769	-3.916*	-3.896**	-3.875*
$V_t$	-3.769*	-4.129*	-2.603*			

- (i) Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.  
(ii)  $\tau_{\mu}$ ,  $\tau_t$  y  $\tau$ : Test de Dickey-Fuller con constante, constante y tendencia, y sin constante, respectivamente. (\*) significativos al 1% y (\*\*) significativos al 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

### B) Test Phillips-Perron

Serie	Niveles			Primeras diferencias		
	$Z(t_{\alpha \cdot})$	$Z(t_{\alpha \cdot \cdot})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha \cdot})$	$Z(t_{\alpha \cdot \cdot})$	$Z(t_{\alpha})$
$S_t$	-2.015	-0.836	-0.281	-6.482*	-6.783*	-6.522*
$i_t$	-2.132	-2.059	-0.261	-6.561*	-6.773*	-6.593*
$i_t^*$	-0.324	-0.899	-1.281	-6.469*	-6.484*	-6.356*
$R_t$	-2.230	-0.416	1.383	-9.031*	-9.656*	-8.830*
$R_t^*$	-0.924	-1.223	0.948	-5.870*	-5.841*	-5.832*
$V_t$	-9.230*	-9.476*	-8.191*			

- (i) Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.  
(ii)  $Z(t_{\alpha \cdot})$ ,  $Z(t_{\alpha \cdot \cdot})$  y  $Z(t_{\alpha})$ : Test de Phillips-Perron con constante, constante y tendencia, y sin constante, respectivamente. (\*) significativos al 1% y (\*\*) significativos al 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

TABLA 2. TEST DE EXOGENEIDAD

$$\Delta S_t = \alpha_1 \Delta i_t^{na} + \alpha_2 \Delta i_t^{na*} + \alpha_3 \Delta R_t^{na} + \alpha_4 \Delta R_t^{na*} + \alpha_5 V_t^{na} + \alpha_6 (V_t^{na})^e + \varepsilon_t$$

Rango Muestral	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$
1986.01-1993.12	-0,1035**	0,1903**	-0,0706	0,3292*	1,9328**	-1,8758**
	(-1,711)	(1,721)	(-1,098)	(3,448)	(1,833)	(-1,778)

- (i) Entre paréntesis figuran los t-ratio. (\*) significativos al 5% y (\*\*) significativos al 10%, respectivamente.  
(ii)  $(V_t^{na})^e$  es la expectativa de la volatilidad realizada estimada en la regresión de la primera etapa del test, es decir, de la expectativa de la volatilidad realizada frente a los instrumentos seleccionados.

Instrumentos utilizados:  $(V_{t-1}^{na})$ ,  $(S_{t-1}-S_{t-2})$ ,  $(i_{t-1}^{na})$ ,  $(i_{t-1}^{na*})$ .

TABLA 3. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

$$\Delta S_t = \alpha_1 \Delta i_t^{na} + \alpha_2 \Delta i_t^{na*} + \alpha_3 \Delta R_t^{na} + \alpha_4 \Delta R_t^{na*} + \alpha_5 V_t^{na} + \varepsilon_t$$

$\alpha_1$	-0,093034 (-1,52595)**
$\alpha_2$	0,173987 (1,56152)**
$\alpha_3$	-0,065649 (-1,00842)
$\alpha_4$	0,320248 (3,31877)*
$\alpha_5$	5,859201 (2,41412)*
$R^2$	0,212051
$R^2$ ajustado	0,176236
SCE	0,066091
F	5,920606 (Pr.0,00028)
Ramsey-Reset	3,333512 (Pr.0,07131)
Chow	1,5073 (Pr.0,09631)
U Theil	0,71
Us	0,25
Uv	0,63
Uc	0,12

Notas:

- (i) Entre paréntesis figuran los t-ratio. (\*) significativos al 5% y (\*\*) significativos al 10%, respectivamente.  
(ii)  $R^2$  es el coeficiente de determinación,  $R^2$  ajustado es el coeficiente de determinación corregido, SCE es la suma de cuadrados de los errores, F es el estadístico de significatividad conjunta de los coeficientes, Ramsey-Reset es el estadístico que mide el error de especificación del modelo y Chow es el contraste de estabilidad para el posible punto de ruptura estructural calculado para el período de turbulencias en los mercados cambiarios que comenzó en septiembre de 1992. Entre paréntesis figura la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula. El estadístico U de Theil se calcula como el cociente entre las raíces del error cuadrático medio de predicción correspondiente al modelo estimado, y del modelo simple de paseo aleatorio.  $U_s$ = componente de sesgo,  $U_v$ = componente de vaianza y  $U_c$ = componente de covarianza.

TABLA 4

$$\Delta S_t = \alpha_1 \Delta I_t^{na} + \alpha_2 \Delta I_t^{na*} + \alpha_3 \Delta R_t^{na} + \alpha_4 \Delta R_t^{na*} + \alpha_5 V_t^{na} + \varepsilon_t$$

Período Muestral	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	&R <sup>2</sup>	Q(10) (P valor)	W (P valor)
1986:1-1987:12	-0,0124 (-0,1721)	0,0194 (0,0935)	-0,0973 (-1,0599)	0,2246 (1,1380)	-10,115 (-1,4733)	0,3782	4,8098 (0,904)	1,1115 (0,3929)
1987:1-1988:12	-0,0093 (-0,1256)	-0,1353 (-0,6276)	0,0180 (0,1337)	0,3852 (3,0403)*	-5,7804 (-0,8588)	0,1348	5,6782 (0,842)	2,0195 (0,1217)
1988:1-1989:12	-0,1986 (-1,3763)	-0,0849 (-0,4400)	0,0380 (0,2651)	0,4051 (4,3701)*	-6,4082 (-1,4531)	0,4645	5,0773 (0,886)	4,9180 (0,0046)
1989:1-1990:12	-0,0074 (-0,0271)	-0,0460 (-0,1692)	-0,0452 (-0,2777)	0,3827 (3,1971)*	-10,4277 (-1,8284)**	0,2332	10,392 (0,407)	2,8465 (0,0440)
1990:1-1991:12	-0,3263 (-0,7761)	0,1970 (0,8520)	-0,1980 (-0,7860)	0,4440 (1,2619)	9,9513 (1,5056)	0,1532	14,380 (0,156)	1,5955 (0,2092)
1991:1-1992:12	0,0117 (0,0417)	0,2107 (1,3789)	0,0162 (0,1382)	0,4110 (0,9492)	15,4876 (3,7146)**	0,4325	28,052 (0,002)	4,0843 (0,0109)
1992:1-1993:12	-0,0424 (-0,3105)	0,3858 (1,1868)	-0,1195 (-0,9247)	0,0095 (0,0155)	10,647 (2,3597)*	0,0623	4,3546 (0,930)	1,6540 (0,1941)

Notas:

- (i) Entre paréntesis figuran los t-ratio. . (\*) significativos al 5% y (\*\*) significativos al 10%, respectivamente.
- (ii) W: Estadístico de Wald que contrasta distintas restricciones sobre los parámetros en los diferentes modelos, en este caso se contrasta  $W(a_1=a_2=a_3=a_4=0, a_5=1)$ . P valor: Probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula a contrastar

**TABLA 5. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN**

$$\Delta S_t = \alpha_1 \Delta i_t^{na} + \alpha_2 \Delta i_t^{na*} + \alpha_3 \Delta R_t^{na} + \alpha_4 \Delta R_t^{na*} + \alpha_5 V_t^{na} + \varepsilon_t$$

	Submuestra (1986:01-1992:08)	Submuestra (1992:09-1994:12)
$\alpha_1$	-0,1064 (-1,5902)**	0,0097 (0,0538)
$\alpha_2$	0,1955 (1,9688)**	7,4167 (0,1814)
$\alpha_3$	-0,0107 (-0,1445)	-0,1452 (-0,6902)
$\alpha_4$	0,3331 (3,8580)*	-0,3205 (-0,3102)
$\alpha_5$	0,7595 (0,2609)	10,4761 (1,8575)**
$R^2$	0,1919	0,0281
$R^2$ ajustado	0,1871	0,0032
SCE	0,0419	0,0186
F	4,2771 (Pr.0,0036)	0,0797 (Pr.0,9869)
Ramsey-Reset	0,0564 (Pr.0,8129)	2,6854 (Pr.0,1323)
Wald	4,17090 (Pr.0,0022)	1,12519 (Pr.0,4022)

Notas:

- (i) Entre paréntesis figuran los t-ratio. . (\*) significativos al 5% y (\*\*) significativos al 10%, respectivamente.
- (ii)  $R^2$  es el coeficiente de determinación,  $R^2$  ajustado es el coeficiente de determinación corregido, SCE es la suma de cuadrados de los errores, F es el estadístico de significatividad conjunta de los coeficientes, Ramsey-Reset es el estadístico que mide el error de especificación del modelo.
- (iii) W es el estadístico de Wald que contrasta distintas restricciones sobre los parámetros en los diferentes modelos, en este caso se contrasta  $W(\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0, \alpha_5=1)$ . Entre paréntesis figura la probabilidad a partir de la cual se rechaza la hipótesis nula.

## Agradecimientos

Este trabajo forma parte de mi tesis doctoral en el Dpto. de Economía Aplicada (Universidad de Vigo) que ha sido dirigida por D. Zenón Jiménez-Ridruejo Ayuso, catedrático del Departamento de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad de Valladolid; y D. Jesús Cavero Alvarez, catedrático del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Valladolid; a quienes agradezco su ayuda.

## BIBLIOGRAFÍA

- AMIGO, L. (2001). Modelización y estimación del tipo de cambio en periodos de inestabilidad financiera. Una aplicación a la relación peseta/dólar en el periodo 1992-1993, Tesis doctoral, Universidad de Vigo.
- BAJO, O. y SOSVILLA, S. (1993). «Teorías del tipo de cambio: una panorámica». *Revista de Economía Aplicada*, 2, vol. 1.
- BAJO, O. y MONTÁVEZ, M.D. (1998). «Tipo de cambio, expectativas y nueva información: evidencia para el caso de la peseta, 1986-1996», Documento de Trabajo 9801, Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra.
- BERTOLA, R. y CABALLERO, R. (1992). "Target Zones and Realignments", *The American Economic Review*, 82, 520-536.
- BOMHOFF, E.J. y KORTEWEG, P. (1983). "Exchange rate variability and monetary policy under rational expectations". *Journal of Monetary Economics*, 11, 169-206.
- BRANSON, W.H. (1976). "Portofolio equilibrium and monetary policy with foreign and non-traded assets". C. Claassen y P. Salin (eds.), North Holland, 241-250.
- BRANSON, W.H. (1977). "Asset markets and relative prices in exchange rate determination". *Sozialwissenschaftliche Annalen* 1, pp. 69-89.
- CASEL, G. (1919). "The Present Situation on the Foreign Exchanges", *Economic Journal* 8, 62-65.
- COPELAND, L.S. (1984). "The pound sterling/US dollar exchange rate and the 'news', *Economics Letters*, 15, 109-113.
- DICKEY, D.A. y W.A. FULLER (1981). "The likelihood ratio statist for autorregresive time series with a unit roots", *Econometría*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- DICKEY, D.A. y PANTULA, (1987). "Determining te order of differencing in autorregresive procesos", *Journal of business and economic statistics*, 15, pp. 455-461.
- DORNBUSCH, R. (1976). "Expectations and exchange rates dynamics". *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- DORNBUSCH, R. (1980). "Exchange rate economics: Where do we stand". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 143-185.
- EDISON, H.J. (1997). "The reaction of exchange rates and interest rates to news releases". *International Journal of Finance and Economics*, 2, 87-100.
- EDWARDS (1982). "Exchange rate market efficiency and the new information". *Economics Letters* 9, pp. 377-382.
- EDWARDS (1983). "Floting exchange rates, expectations and new information". *Journal of Monetary Economics* 11, pp.321-336.
- ENGLE, R.F. (1982). "Autorregresive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50, 987-1008.
- EVANS, G.W. (1986). "A test for speculative bubbles in the Sterling-Dollar exchange rate: 1981-84". *American Economic Review* 76, 621-6.
- FLEMING, J.M. (1962). "Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates". *IMF Staff Papers* 9, 369-379.
- FRANKEL, J. A. y FROOT, K. (1988). "Chartistas, fundamentalistas y la demanda de dólares". *Cuadernos Económicos del ICE*, 38, 195-242.

- FRANK, M. y STENGOS, T. (1988). Chaotic dynamics in economic time-series», *Journal of Economic Surveys*, 2, 103-133.
- FRANKEL, J.A. y ROSE, A.K. (1995). "Empirical research on nominal exchange rates". En G. Grossman and K. Rogoff (ed.). *Handbook of International Economics*, vol. III, chapter 33, 1689-1729.
- FRENKEL, J.A. (1976). "A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence". *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200-224.
- FRENKEL, J.A. (1981). "Flexible exchange rates, p rices, and the role of "news": Lessons from the 1970´s". *Journal of Political Economic*, 89, 665-705.
- FRENKEL, J.A. y MUSSA, M. (1980). "The efficiency of foreign exchange markets and measures of turbulence". *American Economic Review*, 70, 374-381.
- GÁMEZ AMIÁN, C. (1986). "El papel de la ` nueva información ´ y la eficiencia del mercado de divisas a plazo: Alguna evidencia para el tipo de cambio peseta-dólar", *Cuadernos de Economía* 14, pp. 31-54.
- GÁMEZ AMIÁN, C. y NAVARRO GÓMEZ, L. (1986). «Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio de la peseta con expectativas racionales», *Cuadernos de Economía*, 14, pp. 411-464.
- GLEN, J. y JORION, P. (1993). "Currency Hedging for International Portfolios", *Journal of Finance*, 48, 1865-1886.
- HSIEK, D.A. (1988). "The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983", *Journal of International Economics*, 24, 129-145.
- KRUGMAN, P. (1991). "Target zones and exchange rate dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 669-682.
- LEYBOUNE, S., NEWBOLD, P. y VOUGAS, D. (1998). "Unit Rotos and Smooth Transitions", *Journal of Time Series Analysis*, 97.
- MARCO, P. (1998). "Modelos de volatilidad en el mercado español de divisas", Tesis doctoral. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Valencia.
- MEADE, J.E. (1951). *The Theory of International Economic Policy*, 1, The Balance of Payments, Londres, Oxford University Press.
- MEESE, R.A. (1986). "Testing for bubbles in exchange markets: A case of sparkling rates?. *Journal of Political Economy* 94, 345-37.
- MUSSA, M. (1979). "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 11, pp. 9-57.
- MUSSA, M. (1982). "A model of exchn ge rate dynamics". *Journal of Political Economic* 90, 74-104.
- MUSSA, M. (1984). "The theory of exchange rate determination", en J.F.O. Bilson y R.C. Marston (eds.) *Exchange rate theory and practice*, The University of Chicago Press, Chicago, 13-78.
- PEÑA, J.L., (1993). "Medidas de Volatilidad en Mercados Financieros", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 77, Vol. XXII, 937-948.
- PERRON, P. (1990). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of business and Economic Statistics*, 8, 1990, pp. 153-162.
- VEGA, M., (1999). "Tipos de cambio mensuales y nueva información: estimaciones alternativas en un modelo sencillo", Comunicación presentada en las VI JORNADAS DE ECONOMÍA INTERNACIONAL, Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales, IEFS., Universidad de Valencia, 23-25 de Junio de 1999.