

# ¿EXPLICA UN MODELO DE ELECCIÓN DISCRETA LAS ÚLTIMAS CRISIS DE LA PESETA?\*

M.<sup>a</sup> ISABEL CAMPOS  
*Universidad de Valladolid*

La década de 1990 se caracteriza por ser un periodo en el que tanto las economías desarrolladas como las emergentes han sufrido importantes episodios de inestabilidad cambiaria que, en unos casos, se han saldado con reajustes de los tipos de cambios y, en otros, con elevadas depreciaciones de los mismos.

Este trabajo se centra en el estudio del caso europeo; en concreto, se analiza la evolución de la moneda española durante el periodo en el que estuvo sometida a una banda de oscilación. Se utiliza un modelo logit de elección discreta que estima la probabilidad de reajuste del tipo de cambio en una banda. Los resultados obtenidos muestran que esta metodología es adecuada para explicar los episodios de crisis de la moneda española durante el periodo en el que estuvo sometida a bandas. Además, se incorpora la posibilidad de establecer una banda de oscilación “suave” o *soft target zone*, que en el caso de la moneda española implicaría mantener, a largo plazo, una banda de fluctuación del  $\pm 6\%$  durante todo el periodo muestral, pero que podría ser superada en el corto plazo ante fuertes presiones cambiarias.

*Palabras clave:* bandas de fluctuación, crisis monetarias, probabilidad de realineamiento.

*Clasificación JEL:* F31.

La década de 1990 ha sido una etapa en la que se han sucedido diversos acontecimientos en el sistema financiero internacional. Tanto las economías desarrolladas como las emergentes han sufrido importantes episodios de inestabilidad cambiaria que, en unos casos, se han saldado con reajustes de los tipos de cambios y, en otros, con elevadas depreciaciones de los mismos. En ambos casos, las autoridades monetarias han tenido que intervenir para intentar reducir los efectos adversos de los masivos ataques especulativos. Estas intervenciones han causado importantes pérdidas de reservas centrales y/o elevados incrementos de los tipos de interés.

---

(\*) Agradezco los comentarios y sugerencias de Zenón Jiménez-Ridruejo, M.<sup>a</sup> Araceli Rodríguez, Julio Herrera, M.<sup>a</sup> Josefa García, M.<sup>a</sup> Carmen Lorenzo y Yolanda González, así como de dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar este trabajo. Cualquier error u omisión es responsabilidad de la autora.

Por otra parte, estos episodios de turbulencias han dado origen a un buen número de propuestas que han sugerido posibles reformas de ciertos aspectos del sistema financiero internacional, con el fin de reducir la probabilidad de que ocurran nuevas crisis; o si éstas llegan a producirse, reducir su virulencia y estar mejor preparados para hacerles frente.

En definitiva, se trata de conocer y explicar mejor las crisis para poder prevenir e incluso predecir episodios futuros de turbulencias en los mercados financieros.

Este trabajo centra su atención en el caso europeo; en concreto, se analiza la evolución de la moneda española durante el periodo en el que estuvo sometida a una banda de oscilación. La existencia de la banda obliga a realizar el estudio teniendo en cuenta la influencia de dicho aspecto sobre la evolución del tipo de cambio. La literatura denominada de *Target Zone*, cuyo trabajo inicial más conocido es el de Krugman (1991), modeliza el comportamiento del tipo de cambio dentro de una banda de fluctuación. La idea básica en la que se fundamentan estos estudios hace referencia a que la banda, en tanto que sea creíble, ejerce un efecto estabilizador (*honeymoon effect*) sobre el tipo de cambio que exhibe una menor variabilidad que la existente en condiciones de perfecta flexibilidad.

Uno de los aspectos más estudiados por la literatura ha sido la evaluación del grado de credibilidad de la banda de fluctuación<sup>1</sup>. Se han empleado diferentes modelizaciones tratando de estimar la depreciación esperada del tipo de cambio dentro de una banda. Entre ellas, los denominados “Contrastes Clásicos de Credibilidad” que básicamente engloban el “Test Simple de Credibilidad o Test Simple de Svensson”<sup>2</sup> y el “*Drift-Adjustment Method* o Método de ajuste de la deriva”<sup>3</sup>, incorporan por primera vez y explícitamente el concepto de credibilidad imperfecta al modelo básico de bandas de fluctuación.

Desde la publicación del artículo de Bertola y Svensson (1993) se han producido avances muy importantes en la investigación. De entre los diversos estudios que analizan la forma de extraer información sobre las expectativas del mercado es preciso destacar los trabajos de Mizrach (1995), Gómez Puig y Montalvo (1997), Söderlind y Svensson (1997) o Bekaert y Gray (1998) que desarrollan modelos de bandas de fluctuación con riesgo de devaluación estocástico, distinguiendo entre tamaño y probabilidad de un salto; éste podrá existir, ser constante o variable en el tiempo.

Por otro lado, se ha desarrollado otra línea de investigación que ha empleado procedimientos no estructurales para estimar la probabilidad de realineamiento, y que ha tenido en consideración un conjunto de variables incluidas en los fundamentos. Entre estos trabajos se puede citar el de Weber (1991), que aplica un enfoque bayesiano con filtro de Kalman multiproceso<sup>4</sup>. Dentro de esta línea de estudio también se encuadran los trabajos de Edin y Vredin (1993), de Gutiérrez (1994) o de Ayuso y Pérez Jurado (1997); en este caso, éstos estiman un modelo

---

(1) [Ver la revisión realizada por Gámez y Torres (1996)].

(2) [Ver Svensson (1991)], que es una versión abreviada del artículo publicado, con el mismo título, en NBER, *w.p.*, 3394, junio, 1990.

(3) [Ver Svensson (1992) y Bertola y Svensson (1993)].

(4) [Ver Alberola *et al.* (1994) y Ledesma *et al.* (1999)] aplicado al caso español.

de elección discreta utilizando una función de distribución normal, y por tanto, un modelo probit<sup>5</sup>. Por último, si la función de distribución empleada es una logística, entonces el modelo aplicado será un modelo logit. El trabajo de Ledesma *et al.* (1999) utiliza este último tipo de distribuciones y lo aplica al caso español.

El objetivo de este trabajo es explicar los episodios de crisis de la moneda española durante el periodo en el que estuvo sometida a una banda de fluctuación. Para ello, se va a estimar la probabilidad de reajuste de la banda para el tipo de cambio bilateral peseta/marco alemán durante el periodo comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 30 de diciembre de 1998. Además, se sigue la reciente línea de investigación propuesta por Bartolini y Prati (1997, 1999) que considera la posibilidad de establecer una banda de oscilación suave o *soft target zone* partiendo del supuesto de que la intervención sobre el tipo de cambio responderá no sólo al nivel actual del tipo de cambio en un momento dado sino también a su comportamiento en un pasado reciente<sup>6</sup>. El modelo empleado se encuadra dentro de la línea de estudio que utiliza procedimientos no estructurales; en concreto, se estima un modelo de elección discreta que utiliza una función de distribución logística<sup>7</sup>.

Los resultados obtenidos sugieren que la posibilidad de establecer una banda de oscilación suave mejora notablemente el poder explicativo de las estimaciones, sobre todo tras la ampliación de las bandas en agosto de 1993.

## 1. DATOS Y FECHAS RELEVANTES

En este trabajo se han empleado datos diarios del tipo de cambio peseta /marco alemán, de su paridad central y del tipo de interés interbancario a tres meses de España y Alemania. El periodo analizado comprende desde el 19 de junio de 1989 hasta el 30 de diciembre de 1998<sup>8</sup>. Por supuesto, se tienen en cuenta las cuatro devaluaciones que se han producido durante el periodo muestral (17 de septiembre de 1992, 23 de noviembre de 1992, 14 de mayo de 1993, y 6 de marzo de 1995), y la ampliación de las bandas de oscilación el 2 de agosto de 1993 (de una anchura del  $\pm 6\%$  al  $\pm 15\%$ ).

Los datos han sido obtenidos de las siguientes fuentes estadísticas: el tipo de interés español, el tipo de cambio bilateral peseta/marco alemán y peseta/dólar americano y la paridad central del tipo de cambio peseta/marco alemán del Banco de España; y en el caso de la serie del tipo de interés alemán del Bundesbank.

---

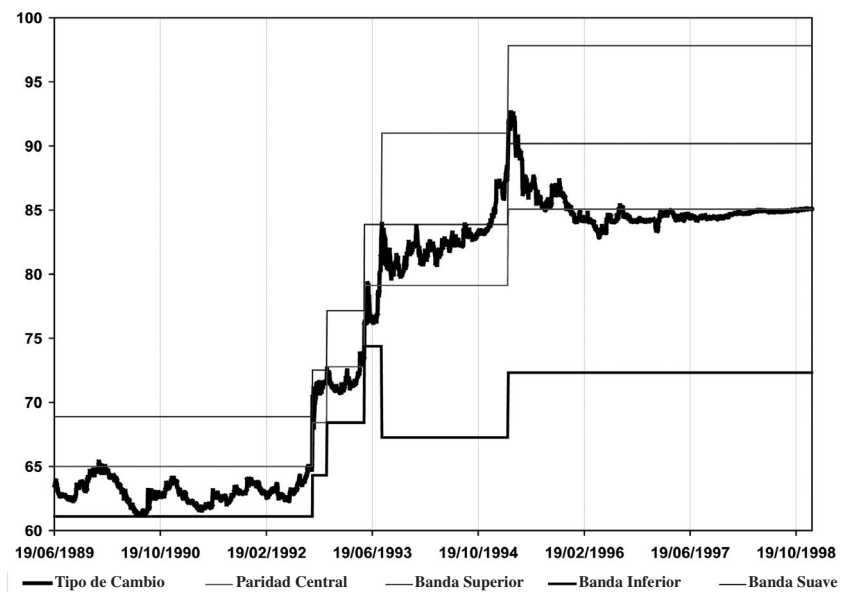
(5) Los modelos de elección discreta tienen como característica común el que la variable dependiente toma los valores 0, 1, 2, ... Si la variable dependiente toma únicamente los valores 0 ó 1 se denomina variable binaria y al modelo, de elección discreta binaria.

(6) En el caso de la moneda española implicaría mantener, a largo plazo, una banda de oscilación del  $\pm 6\%$  durante todo el periodo muestral, pero que podría ser superada en el corto plazo ante fuertes presiones cambiarias.

(7) La justificación de utilizar un modelo logit en lugar de un modelo probit es únicamente por sencillez de cálculo; ya que, como argumenta Greene (1998) [pág. 753], desde un punto de vista teórico, resulta difícil justificar la elección entre un modelo probit o logit.

(8) Tamaño muestral: 2.326 datos.

Gráfico 1: EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO



El gráfico 1 recoge la evolución del tipo de cambio peseta/marco alemán durante el periodo de estudio. Se ha representado también la paridad central del tipo de cambio y los márgenes de oscilación tanto con una amplitud del  $\pm 6\%$  durante todo el periodo y respecto al límite máximo (que se correspondería con lo que hemos denominado “banda suave”), como los márgenes reales del  $\pm 6\%$  y del  $\pm 15\%$ .

La tendencia reflejada por el gráfico nos induce a pensar, en principio, que existe un comportamiento diferente del tipo de cambio según cuál sea la amplitud de la banda. Así, en el periodo de banda estrecha ( $\pm 6\%$ ), puede detectarse una fase inicial, desde que España se integra en el MCI del SME el 19 de junio de 1989 hasta junio de 1992, en la que el tipo de cambio de la peseta estuvo apreciado e incluso, en algunos momentos casi rozando el valor del margen inferior, fase que desembocó en la tormenta monetaria de 1992, con las devaluaciones de septiembre y noviembre de ese año, y la de mayo de 1993<sup>9</sup>. La relativa estabilidad creada tras este último reajuste duró sólo hasta finales de junio; las tensiones se centraron entonces, sobre todo, en el franco francés, cuyas autoridades monetarias se vieron obligadas a llevar a cabo intervenciones masivas para intentar atajar los fuertes

(9) Periodo que se ha definido como paradójico, ya que las monedas más fuertes del sistema eran aquellas cuyas economías presentaban tasas de inflación y déficit corrientes más elevados, como fue el caso de la peseta. Situación que se vio extremadamente condicionada por la posición de la libra esterlina, que se había incorporado al MCI en octubre de 1990, y que presentaba una situación de debilidad, que colocó a la peseta, casi durante todo este periodo, en su margen máximo de apreciación.

ataques especulativos contra su moneda. El 2 de agosto de 1993 los ministros de Economía y Finanzas y los gobernadores de los Bancos Centrales de la UE se vieron obligados a tomar la decisión de ampliar las bandas de fluctuación hasta el  $\pm 15\%$  para todas las monedas pertenecientes al MCI del SME, excepto para el marco alemán y el florín holandés, que se mantuvieron en la banda del  $\pm 2,25\%$ .

Después de la ampliación de las bandas, la peseta experimentó una lenta tendencia depreciadora que se intensificó en el año 1995. El 20 de diciembre de 1994 se desencadenó la crisis del peso mexicano, que ejerció un efecto de arrastre sobre otras monedas con intensas relaciones comerciales con México, como es el caso de Estados Unidos; lo que originó una caída del dólar americano, que repercutió a su vez, sobre el fortalecimiento del marco, y en definitiva, creó una tendencia depreciadora del resto de las monedas del SME. La peseta, en concreto, sufrió un fuerte efecto depreciador y un aumento de la prima de riesgo de los activos denominados en pesetas; en este efecto no sólo influyó la debilidad del dólar americano sino también la incertidumbre política que se detectaba en ese momento en España y la preocupante evolución de la inflación y el déficit público.

El aumento de las presiones vendedoras a primeros de marzo de 1995 aconsejó, el día 6, devaluar la peseta en un 7%; en la misma fecha se devaluó también el escudo en un 3,5%.

La devaluación de la peseta de marzo de 1995 presentó un rasgo característico que la ha diferenciado de las anteriormente mencionadas, y es que el tipo de cambio de la moneda española se devaluó antes de que éste llegara a tomar valores próximos al margen superior de la banda<sup>10</sup>. Este hecho parece indicar que las autoridades monetarias de los países pertenecientes al MCI del SME siguieron interviniendo en defensa de sus monedas como si continuara en vigor la anterior banda de fluctuación.

Se puede comprobar observando el gráfico 1 que si se mantiene una hipotética banda del  $\pm 6\%$  durante todo el periodo analizado, el año 1994 puede caracterizarse como de inestabilidad cambiaria de la moneda española, que estaría rozando su límite máximo a principios y mediados del año, que incluso superaría dicho límite en agosto, continuando su tendencia depreciadora y que sobrepasaría ampliamente la “banda suave” desde el 13 de diciembre de 1994 hasta el 20 de abril de 1995. Por tanto, la elección de devaluar la moneda española el 6 de marzo de 1995 estaría plenamente justificada, ya que si algo habían aprendido los países miembros del SME después de la tormenta monetaria de otoño de 1992 es que a medida que los ataques especulativos presionan a una moneda hacia el margen superior de la banda, se pone en marcha un efecto de atracción que hace inmanejable la gestión de la política cambiaria<sup>11</sup>.

---

(10) Se ha catalogado este realineamiento como una medida técnica, que no parecía necesaria desde el punto de vista de los fundamentos, pero que resultaba primordial para que el tipo de cambio no se situara en el margen superior de la banda. [Ver Informe Anual del Banco de España, 1995, pág. 46].

(11) La literatura de *Currency Crises* denomina a estos episodios de fuerte especulación como *Self-Fulfilling Attacks* o *Self-Fulfilling Crises*.

Precisamente, la evolución posterior de la peseta avaló este argumento, por lo que el periodo aquí considerado finaliza con una última fase, que podría caracterizarse como de relativa estabilidad, en la que influyeron la fortaleza relativa del dólar y, sobre todo, la convergencia en los fundamentos de las economías que tenían expectativas de entrar a formar parte de la futura UME, y que se ha evidenciado sobre todo en los tipos de interés, tanto de corto como de largo plazo.

## 2. MODELO DE ELECCIÓN BINARIA

### 2.1. Especificación econométrica

Como se ha apuntado anteriormente, este trabajo pretende estimar la probabilidad de realineamiento del tipo de cambio y, por tanto, de la banda de oscilación; o empleando la terminología de la literatura de *Target Zones*, el objetivo de este estudio es analizar la imperfecta credibilidad de la banda.

La utilización de un modelo de elección discreta binaria exige especificar en qué momentos la variable dependiente va a tomar el valor 1 ó 0. Así, tomará un valor 1 cuando exista falta de credibilidad y, por tanto, una elevada probabilidad de reajuste de la banda; y tomará un valor 0 en el caso contrario.

La especificación de la función de distribución logística,  $F(\chi, \gamma)$  que se va a utilizar es la siguiente:

$$\text{Pr } ob(j_t = 1) = F(\chi, \gamma) = \frac{\exp[\gamma \chi]}{1 + \exp[\gamma \chi]} \quad [2.1]$$

donde la  $\text{Pr } ob(j_t = 0) = 1 - \text{Pr } ob(j_t = 1)$ , y donde el vector  $\chi$  representa las variables explicativas que se utilizarán en este estudio, siendo  $\gamma$  el vector de parámetros.

El método de estimación es el de máxima verosimilitud; empleando, en el proceso iterativo de optimización, el algoritmo de *Newton-Raphson*. La especificación econométrica de la función logarítmica de verosimilitud es la siguiente:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n j_i \ln F(\chi, \gamma) + \sum_{i=1}^n (1 - j_i) \ln [1 - F(\chi, \gamma)] \quad [2.2]$$

Respecto a las variables explicativas que se van a utilizar en la estimación hay que indicar que, en su elección, se ha tenido en consideración varios aspectos: en primer lugar, el hecho de la pertenencia de la peseta al MCI del SME (y por tanto la existencia de unos márgenes de oscilación); en segundo lugar, los diferentes episodios de presiones especulativas que generalmente han dado como resultado reajustes del tipo de cambio y, por último, la disponibilidad de datos de las variables elegidas con periodicidad diaria.

Por todo ello, las variables elegidas han sido las siguientes: el tipo de cambio bilateral peseta/marco alemán, el tipo de cambio bilateral peseta/dólar americano, el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania, la distancia entre el tipo de cambio y el margen superior de la banda y la distancia entre el tipo de cambio y el margen superior “suave” de la banda.

Los resultados de las estimaciones se van a obtener calculando, en primer lugar, los valores de la variable dependiente; posteriormente, se estimará por máxima verosimilitud la probabilidad de reajuste de la banda.

## 2.2. *Estimación de la variable dependiente: el método de ajuste de la deriva*

En esta sección se va a especificar la metodología seguida para obtener los valores de la variable dependiente  $y$ , por tanto, en qué momentos tomará el valor 1 o el valor 0. Se utilizan, como en Ledesma *et al.* (1999), las estimaciones de las expectativas de realineamiento obtenidas aplicando el método de ajuste de la deriva. Este método recibe dicha denominación porque estima la tasa de devaluación ajustando el diferencial de tipos de interés por la tendencia de la tasa esperada de depreciación dentro de la banda, tal y como fue sugerido por Bertola y Svensson (1993)<sup>12</sup>.

En este trabajo se incorpora un supuesto adicional que va a permitir realizar estimaciones consistentes con la evidencia empírica constatada en los países miembros del MCI del SME tras la ampliación de las bandas<sup>13</sup>. Dicha evidencia hace referencia a la política de intervención sobre el tipo de cambio de las autoridades monetarias de estos países, que continuaron, al menos a largo plazo, manteniendo al tipo de cambio dentro de su banda estrecha, relajando sus intervenciones en el corto plazo sólo ante fuertes presiones especulativas.

Siguiendo los trabajos de Williamson (1985) y Bartolini y Prati (1997, 1999) se va a suponer que las autoridades monetarias actuarán sobre el tipo de cambio teniendo en cuenta, no sólo su nivel actual, sino también su comportamiento en un pasado reciente. Bajo esta hipótesis, se define  $\hat{e}_t$  como sigue:

$$\hat{e}_t = \delta e_t + (1 - \delta) \tilde{e}_{t-\Delta} \quad \forall \delta = (0, 1) \quad [2.3]$$

donde  $e_t$  representa el tipo de cambio actual y  $\tilde{e}_{t-\Delta}$  es una media móvil de los valores del tipo de cambio un mes antes del valor actual (concretamente, 21 días). El grado de ponderación del tipo de cambio actual y del pasado reciente dependerá del valor de  $\delta$ ; de esta forma, si  $\delta=1$ , la intervención sólo dependerá del valor actual del tipo de cambio y por tanto, la serie utilizada en la estimación de los valores de la variable dependiente coincidirá con la de la muestra original. Sin embargo, con  $\delta < 1$ , el comportamiento en el pasado formará parte de la decisión de las autoridades monetarias, en mayor grado cuanto más se acerque  $\delta$  a cero.

En definitiva, se va a aplicar el método de ajuste de la deriva suponiendo diferentes grados de ponderación del tipo de cambio actual y del pasado reciente<sup>14</sup>.

Para formalizar el método de ajuste de la deriva, tal y como está recogido en el Anexo, se debe estimar la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio dentro de la banda, condicionada a la no existencia de reajustes, como paso previo

(12) Una información más detallada sobre el método de ajuste de la deriva está contenida en el Anexo de este trabajo.

(13) Ver Informe Anual del año 1995 del *European Monetary Institute*.

(14) Se muestran los resultados de las estimaciones que aportan más consistencia al estudio. En este caso, los valores de  $\delta = 1; 0,2; 0,5$  y  $0,8$ .

a la estimación de la tasa esperada de devaluación (Ecuación [A.5]). Svensson (1993) propone, si la periodicidad (de los tipos de interés) es mensual, estimar dicha tasa excluyendo de la base de datos las 22 primeras observaciones anteriores a cada realineamiento. Luego, si la periodicidad de los datos es trimestral, como es el caso de este estudio, se deberían eliminar las 64 observaciones anteriores a cada reajuste de la paridad central<sup>15</sup>.

Sin embargo, en el periodo muestral elegido y con el tipo de cambio bilateral peseta/marco alemán, no se va a poder aplicar este procedimiento [como tampoco pudieron hacerlo Ledesma *et al.* (1999)] porque, durante la tormenta monetaria de otoño de 1992, se produjeron dos devaluaciones en un periodo inferior a 64 días. Por lo que, si se aplica el procedimiento de Svensson se perdería información fundamental que sesgaría los resultados de la estimación. En definitiva, lo que se va a estimar es la tasa de realineamiento (Ecuación [A.3]) y se utilizará como *proxy* de la tasa esperada de devaluación.

La expresión del modelo de regresión lineal planteado por Bertola y Svensson (1993) para estimar la tasa de depreciación esperada dentro de la banda y que valida, en este caso, el modelo es la siguiente<sup>16</sup>:

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_1 j d_j + \gamma_2 \Delta s_t + \gamma_3 y_{t-1} + \mu_t \quad [2.4]$$

donde  $y_t$  representa la variable dependiente,  $s_t$  recoge las desviaciones logarítmicas del tipo de cambio de la paridad central  $c_t$ , que en la ecuación a estimar está expresada en primeras diferencias<sup>17</sup>, y  $d_j$  representa las variables *dummy* (ficticias) aditivas que se han incluido para recoger el efecto de los datos atípicos, que en este caso se corresponden respectivamente con las dos observaciones anteriores a la devaluación del 17 de septiembre de 1992, a la ampliación de las bandas y a la última devaluación del 6 de marzo de 1995 (Observaciones 795, 796, 1004, 1005, 1395 y 1396).

La estimación de la ecuación [2.4] se ha realizado utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), y computando los errores estándar usando el estimador de la matriz de covarianzas de Newey-West<sup>18</sup>. El valor del estadístico de Breusch-Godfrey permite aceptar (no rechazar) la hipótesis nula de ausencia de au-

(15) La base de datos utilizada presenta 244 observaciones por año; ya que no sólo se han eliminado los fines de semana sino también los días festivos. Por tanto, se deberían excluir de la muestra las 60 observaciones diarias anteriores a cada realineamiento.

(16)  $y_t = E_t(ds_t/dt) = \frac{12}{3} (s_{t+60} - s_t)$ , donde  $s_t = \hat{e}_t - c_t$ .

(17) Se ha comprobado, tanto con el contraste de Dickey-Fuller (ADF Test) como con el de Phillips-Perron, que la variable explicativa  $s_t$  tiene una raíz unitaria. (El valor de los estadísticos, para  $\delta = 1$ , es respectivamente -2,737 y -2,847 frente a un valor crítico al 5% de -3,414).

De la misma forma, se ha comprobado que la variable dependiente  $y_t$  no presenta raíz unitaria (El valor de los estadísticos, también para  $\delta = 1$ , es respectivamente -5,158 y -4,974 frente a un valor crítico al 5% de -2,863).

(18) Como puede comprobarse a través del Test de White, se rechaza la hipótesis nula de que la perturbación  $\mu_t$  sea homoscedástica para los diferentes valores de  $\delta$  contenidos en el cuadro I. Por esta razón, se utiliza la estimación de Newey-West. [Ver Hansen y Hodrick (1980) y Hodrick (1987)].



tocorrelación en las perturbaciones. Los valores estimados de los parámetros, que se recogen en el cuadro 1, son significativamente diferentes de cero, excepto la constante y alguna de las variables *dummy*. Todos ellos presentan el signo esperado.

Cuadro 1: ESTIMACIONES DE LA TASA ESPERADA DE DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO DENTRO DE LA BANDA

	$\delta = 1$	$\delta = 0,2$	$\delta = 0,5$	$\delta = 0,8$
Constante	0,0001 (0,431)	0,0007 (0,321)	0,0007 (0,325)	0,0008 (0,320)
$d_{795}$	-0,008* (-13,983)	-0,002* (-9,453)	-0,004* (-11,480)	-0,007* (-12,472)
$d_{796}$	0,002 (0,598)	0,001 (0,844)	0,003 (1,409)	0,003 (0,948)
$d_{1004}$	-0,014* (-9,100)	-0,002* (-2,334)	-0,006* (-5,881)	-0,010* (-7,574)
$d_{1005}$	0,005* (13,800)	0,002* (2,473)	0,003* (8,924)	0,005* (18,890)
$d_{1395}$	-0,037* (-23,079)	-0,013* (-0,266)	-0,021* (-13,978)	-0,030* (-19,499)
$d_{1396}$	0,016* (9,310)	-0,001* (-0,876)	0,006* (3,557)	0,012* (7,365)
$\Delta s_t$	-4,007* (-37,094)	-4,091* (-53,093)	-4,105* (-40,173)	-4,052* (-35,783)
$y_{t-1}$	0,993* (214,541)	0,998* (171,171)	0,997* (194,127)	0,995* (210,450)
$\bar{R}^2$	0,977	0,983	0,983	0,980
Estadístico F	12012,07 (0,000)	16184,57 (0,000)	16116,21 (0,000)	13741,64 (0,000)
Test de White	71,992 (0,000)	19,153 (0,038)	26,634 (0,005)	45,089 (0,000)
Test ML Breusch-Godfrey	1,891 (0,389)	1,563 (0,668)	3,926 (0,270)	3,690 (0,158)

Nota: el valor que está representado entre paréntesis es el estadístico t. El superíndice indica que el valor correspondiente es estadísticamente significativo a un nivel del 1%. Se recoge la bondad del ajuste a través del  $R^2$  ajustado. El valor que está representado entre paréntesis en los test y en el estadístico F es el p valor.

A partir de dicha estimación se calculará la tasa de realineamiento (Ecuación [A.3]) que, como ya se ha apuntado, se utilizará como *proxy* de la tasa esperada de devaluación; ya que esta aproximación puede ser considerada una medida váli-

da para definir los intervalos de confianza de dicha tasa que permitan asignar los valores de la variable dependiente.

Lindberg, Svensson y Söderlind (1993) [pág. 1175] construyen intervalos de confianza al 90% de la tasa estimada de devaluación. En este trabajo se han construido también intervalos de confianza al 90%, cuyos márgenes se han calculado aplicando  $\pm 1,65 \sigma_{it}$ . De esta forma, el criterio utilizado para elegir los valores de la variable dependiente estará en función del porcentaje de confianza asignado a las expectativas de realineamiento de la banda.

En definitiva, se asignará un valor  $j_t = 1$  (falta de credibilidad y, por tanto, elevada probabilidad de reajuste de la banda) cuando, o bien el margen inferior del intervalo de confianza sea positivo, o bien el margen superior sea negativo. En caso contrario, se fijará un valor  $j_t = 0$ .

### 3. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Una vez obtenidos los valores de la variable dependiente se ha estimado, por máxima verosimilitud, la función logarítmica expresada en la ecuación [2.2]. En realidad, se han efectuado cuatro estimaciones, una con cada grado de ponderación del tipo de cambio actual y del pasado reciente. Además, las estimaciones se han realizado empleando las cinco variables explicativas apuntadas con anterioridad (tipo de cambio peseta/marco alemán,  $e_t$ , tipo de cambio peseta/dólar americano,  $\$t$ , diferencial de tipos de interés entre España y Alemania,  $(i_t - i_t^*)$ , distancia entre el tipo de cambio y el margen superior de la banda,  $(e_{máx} - e_t)$ , y la distancia entre el tipo de cambio y el margen superior “suave” de la banda,  $(e_{máx}^{soft} - e_t)$ , que en el caso de la moneda española sera del  $\pm 6\%$ ).

Los resultados que se presentan en el cuadro 2 se corresponden con los modelos estimados que han superado la fase de validación, para cada especificación, en función del  $\delta$  considerado; así, por ejemplo, realizados los correspondientes contrastes de variables omitidas se acepta la hipótesis nula de no significatividad del tipo de cambio peseta/dólar americano cuando  $\delta = 0,2$ , o de la variable distancia del tipo de cambio al margen superior de la banda cuando  $\delta = 0,5$ . Las estimaciones se han realizado computando los errores estándar usando el método de GLM (*Generalized Linear Models*), ya que en presencia de heteroscedasticidad los errores estándar no serán robustos si se utilizan métodos pseudo-ML<sup>19</sup>.

Se ha incluido en el cuadro 2 el estadístico de cociente de verosimilitudes, ya que, como argumenta Greene (1998) [pág. 766], puede ser interesante comprobar si todas las pendientes del modelo son cero, hipótesis que, en este caso, es rechazada. Para completar la información sobre las estimaciones realizadas se estudia, en el cuadro 3, la capacidad predictiva de cada modelo. Se ofrece dicha información a través de una tabla 2 x 2 que recoge los aciertos y errores de cada predic-

(19) Se ha calculado el contraste de heteroscedasticidad en las cuatro especificaciones del modelo planteadas y, como muestra el estadístico de multiplicadores de Lagrange del cuadro 2, se rechaza, en todos los casos, la hipótesis nula de homoscedasticidad.

Cuadro 2: ESTIMACIONES DEL MODELO LOGIT

	$\delta = 1$	$\delta = 0,2$	$\delta = 0,5$	$\delta = 0,8$
Constante	12,346* (4,700)	51,826* (9,155)	2,614 (1,438)	1,601 (0,653)
$e_t$	-0,318* (-8,385)	-0,713* (-8,865)	-0,278* (-11,902)	-0,240* (-7,429)
$\$t$	0,147* (9,925)		0,161* (12,955)	0,152* (11,185)
$(i_t - i_t^*)$	0,268* (3,561)	0,640* (5,782)	0,746* (8,858)	0,690* (7,760)
$(e_{m\acute{a}x} - e_t)$	-0,716* (-7,320)	1,481* (8,404)		-0,304* (-4,027)
$(e_{m\acute{a}x}^{soft} - e_t)$	-1,439* (-11,393)	-4,060* (-12,116)	-2,070* (-20,833)	-1,617* (-12,846)
Estadístico LR	1062,30 (0,000)	1496,83 (0,000)	1200,32 (0,000)	1016,10 (0,000)
Estadístico ML	62,996 (0,000)	14,458 (0,000)	36,664 (0,000)	106,925 (0,000)
AIC	0,291	0,245	0,268	0,280

Nota: el valor que está representado entre paréntesis es el estadístico z, que sigue una distribución normal estándar. El superíndice indica que el valor correspondiente es estadísticamente significativo a un nivel del 1%. El valor que está representado entre paréntesis en el estadístico de cociente de verosimilitudes y en el contraste de heteroscedasticidad es el p valor. El criterio de selección de modelos utilizado es el *Akaike Info Criterion*.

ción, pudiéndose constatar que las cuatro especificaciones del modelo superan el 90% en cuanto a la correcta predicción de las observaciones<sup>20</sup>.

Como se ha indicado en la introducción, la motivación de este trabajo fue comprobar si un modelo no estructural de elección discreta binaria podía ser un procedimiento apropiado para explicar los episodios de turbulencias sufridos por la moneda española durante el periodo en el que estuvo sometida a bandas de fluctuación; e incluso sugerir si la intervención de las autoridades monetarias respondió al mantenimiento del tipo de cambio dentro de una banda de oscilación suave.

En este sentido, una vez superada la fase de validación del modelo, se puede aplicar algún tipo de criterio de selección de modelos que permita elegir entre las diferentes alternativas planteadas en este trabajo. Se presentan en el cuadro 2 los re-

(20) Este trabajo ha optado por aplicar, en la regla de predicción, un valor umbral de 0,3 en lugar del habitual de 0,5, porque los valores de la variable dependiente presentan un desequilibrio entre el número de unos y el de ceros.

Cuadro 3: CAPACIDAD PREDICTIVA DEL MODELO LOGIT

	$\delta = 1$			$\delta = 0,2$		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p(j_t = 1) \leq 0,3$	1.945	54	1.999	1.825	21	1.846
$p(j_t = 1) > 0,3$	96	230	326	104	355	459
Total	2.041	284	2.325	1.929	376	2.305
% aciertos	95,30	80,99	93,55	94,61	94,41	94,58
	$\delta = 0,5$			$\delta = 0,8$		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p(j_t = 1) \leq 0,3$	1.863	37	1.900	1.940	44	1.984
$p(j_t = 1) > 0,3$	135	270	405	99	222	321
Total	1.998	307	2.305	2.039	266	2.305
% aciertos	93,24	87,95	92,54	95,14	83,46	93,80

Nota: la regla de predicción aplicada recoge las observaciones correctas en  $j_t = 1$  cuando  $p > 0,3$  y en  $j_t = 0$  si  $p \leq 0,3$ .

sultados obtenidos utilizando el criterio denominado AIC (*Akaike Info Criterion*)<sup>21</sup>. Dichos resultados sugieren que se debe elegir un modelo con un valor  $\delta < 1$  como grado de ponderación del tipo de cambio actual y del pasado reciente; en concreto, un valor  $\delta$  que pondere en mayor medida el comportamiento del tipo de cambio en el pasado. Lo cual parece confirmar la hipótesis planteada en este estudio sobre la actuación de las autoridades monetarias, que habrían intervenido teniendo en consideración los valores del tipo de cambio en su pasado más reciente, valores cuyo peso habría sido mayor que el valor en sí mismo del tipo de cambio actual.

Se pueden verificar los resultados anteriores calculando, a partir de los valores estimados en el modelo logit, la probabilidad de reajuste del tipo de cambio dentro de la banda en cada una de las cuatro especificaciones planteadas. Los gráficos 2, 3, 4 y 5 recogen dicha probabilidad de reajuste para  $\delta = 0,2$ ; 0,5; 0,8 y 1 respectivamente<sup>22</sup>. Además, se ha representado en cada gráfico la serie  $\hat{\epsilon}_t$ , obtenida aplicando el correspondiente grado de ponderación  $\delta$  en la ecuación [2.3].

Continuando con el razonamiento anterior, si los resultados sugieren que se debe elegir un modelo con un valor  $\delta < 1$  como grado de ponderación del tipo de cambio actual y del pasado reciente, se pueden comprobar las diferencias obtenidas, en términos de probabilidad de reajuste estimada, entre un modelo que considere la serie original de evolución del tipo de cambio,  $\delta = 1$ , con otro que incorpore la posibilidad de establecer a largo plazo una banda de oscilación suave o *soft target zone*, en concreto, que aplique un grado de ponderación  $\delta = 0,2$ . Ambas especificaciones (gráficos 5 y 2, respectivamente) detectan elevadas probabilidades de reajuste del tipo de cambio peseta/marco alemán en los momentos de turbulencias, al principio del periodo de análisis y en el momento de ampliación de las bandas.

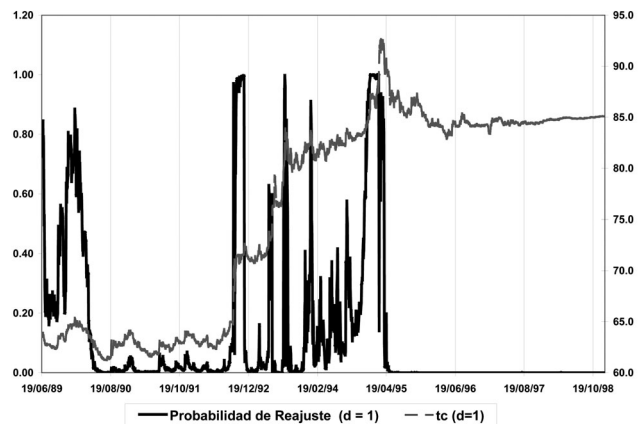
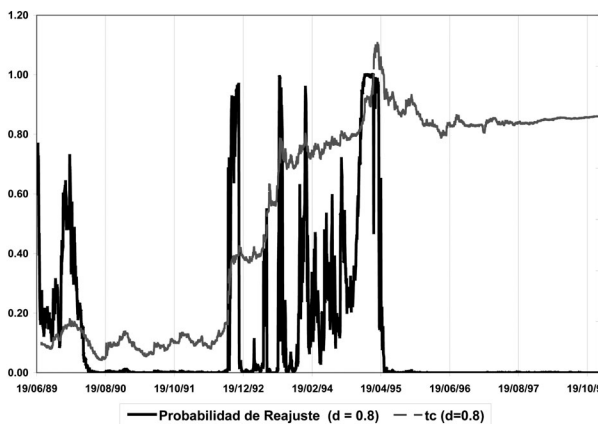
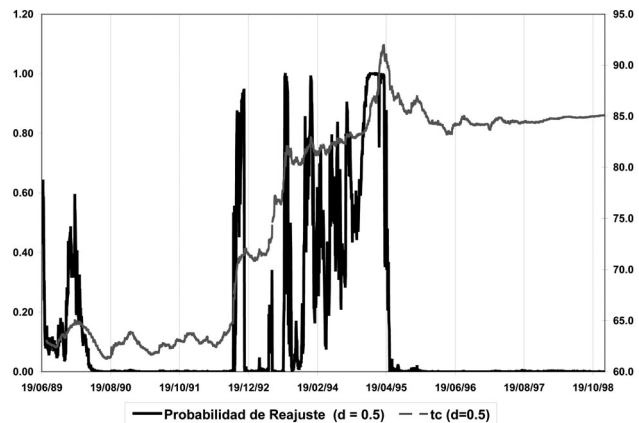
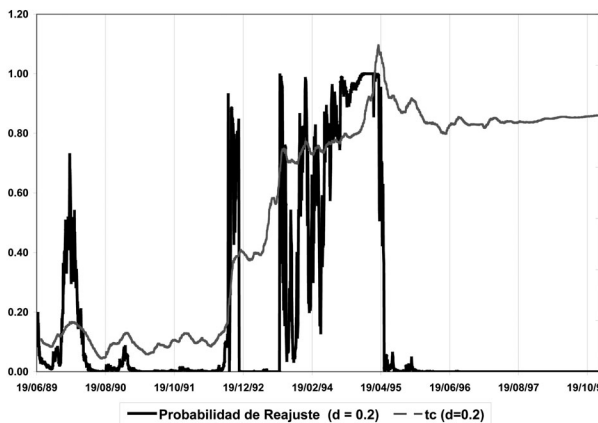
La diferencia más digna de destacar se produce durante todo el año 1994 y hasta noviembre de 1995, periodo que, como se ya ha apuntado anteriormente, se corresponde tanto con momentos de inestabilidad internacional (debilidad del dólar o crisis del peso mexicano) como nacional (incertidumbre política y preocupante evolución de ciertas variables macroeconómicas), y que coincide con una etapa en la que la moneda española se situó casi rozando o superando la hipotética banda del  $\pm 6\%$ .

---

(21) Se han calculado otros dos criterios [*Hannan-Quinn* (HQ) y *Schwarz criterion* (SC)] con los que se han obtenido resultados cualitativamente similares a los encontrados aplicando el AIC.

(22) El orden de las figuras obedece a los resultados obtenidos en la estimación aplicando el criterio AIC de selección de modelos.

## Gráficos 2-5: PROBABILIDADES DE REAJUSTE ESTIMADAS Y SUS CORRESPONDIENTES SERIES DEL TIPO DE CAMBIO



#### 4. CONCLUSIONES

Durante la década de 1990 tanto las economías desarrolladas como las emergentes han experimentado importantes ataques especulativos que, en unas ocasiones, se han saldado con elevadas depreciaciones de los tipos de cambio y, en otras, con reajustes de sus paridades centrales. Este trabajo se ha centrado en el caso europeo y, en concreto, en el análisis de las fluctuaciones de la moneda española durante el tiempo en el que estuvo sometida a márgenes de fluctuación.

Se ha estimado la probabilidad de reajuste del tipo de cambio dentro de la banda aplicando un modelo de elección discreta binaria; en concreto, el modelo ha utilizado una función de distribución logística cuyos valores de la variable dependiente se han calculado a partir del método de ajuste de la deriva. Se ha seguido la reciente línea de investigación que considera la posibilidad de establecer una banda de oscilación suave o *soft target zone*, y que implica suponer, que la intervención de las autoridades monetarias ha perseguido el mantenimiento del tipo de cambio dentro de su banda estrecha, aunque dicha banda podría superarse en momentos de inestabilidad cambiaria<sup>23</sup>. Se ha considerado este supuesto en la estimación de los valores de la variable dependiente, lo que ha llevado a plantear diferentes especificaciones del modelo en función del grado de ponderación del tipo de cambio actual y de una media móvil del pasado reciente.

Los resultados obtenidos sugieren que la metodología utilizada es adecuada para explicar el grado de credibilidad y/o crisis de la banda en el caso del tipo de cambio bilateral peseta/marco alemán durante el periodo comprendido entre junio de 1989 y diciembre de 1998. Además, se ha comprobado que incorporar una banda de oscilación suave, y en concreto, suponer un grado de ponderación mayor del pasado reciente que del tipo de cambio actual aporta evidencia que fundamenta el comportamiento del tipo de cambio tras la ampliación de las bandas en agosto de 1993 y, en especial, justifica plenamente la decisión de las autoridades de devaluar la moneda española en marzo de 1995 antes de que el tipo de cambio alcanzara el margen superior de la banda del  $\pm 15\%$ .

#### ANEXO: MÉTODO DE AJUSTE DE LA DERIVA

Dentro de los denominados “Contrastes Clásicos de Credibilidad”, el “*Drift-Adjustment Method*” o Método de ajuste de la deriva” puede ser considerado uno de los primeros desarrollos que incorporaron explícitamente el concepto de “credibilidad imperfecta” al modelo básico de bandas de fluctuación.

Svensson (1992) y Bertola y Svensson (1993) expresaron formalmente la variación esperada del tipo de cambio,  $E_t(de/dt)$ , como la suma de dos componentes: la tasa esperada de variación de la paridad central,  $E_t(dc/dt)$ , que Svensson (1992) denomina “tasa esperada de realineamiento”, y la tasa esperada de variación del tipo de cambio respecto a su paridad central,  $E_t(ds/dt)$ , que Svensson (1992) denomina “tasa esperada de depreciación dentro de la banda”.

---

(23) Hecho que se produjo con el tipo de cambio peseta/marco alemán a lo largo del año 1994 y parte de 1995.

Si se denota por  $s_t$  la desviación logarítmica del tipo de cambio de su paridad central, tal que  $s_t = e_t - c_t$ , se puede expresar la variación esperada del tipo de cambio a través de la siguiente ecuación:

$$E_t(de/dt) = E_t(dc/dt) + E_t(ds/dt) \tag{A.1}$$

donde el primer sumando representa la tasa esperada de realineamiento y el segundo la tasa esperada de depreciación dentro de la banda.

Por tanto, la introducción del riesgo de realineamiento a lo largo del tiempo va a tener importantes consecuencias para evaluar la correlación observada entre los diferenciales de tipos de interés y el tipo de cambio; ya que, bajo el supuesto de paridad de tipos de interés no cubierta, el diferencial de interés,  $\lambda_t$ , se iguala a la variación esperada del tipo de cambio,  $E_t(de/dt)$ , que ahora sigue la expresión [A.1].

$$\lambda_t = (i_t - i_t^*) = E_t(de/dt) = E_t(dc/dt) + E_t(ds/dt) \tag{A.2}$$

Y despejando  $E_t(dc/dt)$  se obtiene la expresión que calcula dicha variable:

$$E_t(dc/dt) = \lambda_t - E_t(ds/dt) \tag{A.3}$$

Se ha introducido el riesgo de realineamiento en un modelo de bandas de fluctuación. Pero también se debe tener en consideración, que no toda variación del tipo de cambio dentro de la banda se debe a un realineamiento. Por tanto, si se denomina  $k_{t+n}$  a la probabilidad, en el momento  $t$ , de un reajuste de la paridad central durante el intervalo de tiempo  $n$ , se puede expresar la variación esperada del tipo de cambio dentro de la banda, a través de la siguiente ecuación:

$$E_t(ds/dt) = (1 - k_{t+n}) E_t[(ds_t | no reajuste) /dt] + k_{t+n} E_t[(ds_t | reajuste) /dt] \tag{A.4}$$

Sustituyendo la expresión [A.4] en la ecuación [A.3] se obtiene:

$$E_t(dc/dt) + k_{t+n} \{ E_t[(ds_t | reajuste) /dt] - E_t[(ds_t | no reajuste) /dt] \} = \lambda_t - E_t[(ds_t | no reajuste) /dt] \tag{A.5}$$

donde el lado izquierdo de la ecuación [A.5] está representando la “tasa esperada de devaluación”, cuando se supone que las expectativas se hicieron sobre la base de no reajuste. Y el lado derecho estará representando lo que se ha denominado ajuste de la deriva, en cuanto que estima la tasa de devaluación ajustando el diferencial de tipos de interés por la tendencia de la tasa esperada de depreciación dentro de la banda.





## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alberola, E., J.H. López y V. Orts (1994): "An Application of the Kalman Filter to the Spanish Experience in a Target Zone (1989-92)", *Revista Española de Economía*, 11, 1, págs. 191-212.
- Ayuso, J. y M. Pérez Jurado (1997): "Devaluations and Depreciation Expectations in the EMS", *Applied Economics*, 29, 4, april, págs. 471-484.
- Bartolini, L. y A. Prati (1997): "Soft Versus Hard Targets for Exchange Rate Intervention", *Economic Policy*, 24, págs. 15-52.
- Bartolini, L. y A. Prati (1999): "Soft Exchange Rate Bands and Speculative Attacks: Theory, and Evidence from the ERM since August 1993", *Journal of International Economics*, 49, october, págs. 1-29.
- Bekaert, G. y S.F. Gray (1998): "Target Zones and Exchange Rates: an Empirical Investigation", *Journal of International Economics*, 45, 1, june, págs. 1-35.
- Bertola, G. y L.E.O. Svensson (1993): "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models", *Review of Economics Studies*, 60, 3, july, págs. 689-712.
- Edin, P. y A. Vredin (1993): "Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries", *The Economic Journal*, 103, págs. 161-175.
- Gámez, C. y J.L. Torres (1996): "Zonas Objetivo para el Tipo de Cambio: Una Panorámica Teórica y Empírica", *ICE*, 758, noviembre, págs. 131-155.
- Gómez Puig, M. y J.G. Montalvo (1997): "A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS", *European Economic Review*, 41, 8, august, págs. 1511-1535.
- Greene, W.H. (1998): "Análisis Econométrico", 3.<sup>a</sup> edc., Madrid: Prentice Hall Iberia. S.R.L.
- Gutiérrez, E. (1994): "A Devaluation Model for the EMS", *Documento de Trabajo, CEMFI*, 9416.
- Hansen, L.P. y R.J. Hodrick (1980): "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, 88, 5, págs. 829-853.
- Hodrick, R.J. (1987): "The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets", London: Harwood.
- Krugman, P.R. (1991): "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 3, august, págs. 669-682.
- Ledesma, F.J., M. Navarro, J.V. Pérez y S. Sosvilla (1999): "Una Aproximación a la Credibilidad de la peseta en el SME", *Moneda y Crédito*, 209, págs. 195-230.
- Lindberg, H., L.E.O. Svensson y P. Söderlind (1993): "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92", *The Economic Journal*, 103, 420, september, págs. 1170-1179.
- Mizrach, B. (1995): "Target Zone Models with Stochastic Realignments: an Econometric Evaluation", *Journal of International Money and Finance*, 14, 5, october, págs. 641-657.
- Söderlind, P. y L.E.O. Svensson (1997): "New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments", *Journal of Monetary Economics*, 40, 2, november, págs. 383-430.
- Svensson, L.E.O. (1991): "The Simple Test of Target Zone Credibility", *IMF, Staff Papers*, 38, 3, págs. 655-665.
- Svensson, L.E.O. (1992): "An Interpretation of Research on Exchange Rate Target Zones", *Journal of Economic Perspectives*, 6, 4, Fall, págs. 119-144.
- Svensson, L.E.O. (1993): "Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMR 1979-1992", *European Economic Review*, 37, 4, may, págs. 763-793.

Weber, A. (1991): "Stochastic Process Switching and Intervention in Exchange Rate Target Zones: Empirical Evidence Form the EMS", *CEPR, Discussion Papers Series*, 554.

Williamson, J. (1985): "The Exchange Rate System", *Policy Analyses in International Economics*, 5, Washington DC, june.

*Fecha de recepción del original: marzo, 2000*  
*Versión final: abril, 2001*

#### ABSTRACT

The 1990's could be characterized as a time in which both developed and emerging countries suffered important episodes of exchange rate instability; some of these periods resulted in exchange rate devaluations and others in important exchange rate depreciations. We are interested in understanding and explaining such moments of turbulence in order to avoid or even forecast future crises.

Against this background, this paper focuses on the study of the different moments of speculative pressures in Europe, and particularly on the peseta, during the target zone period. We shall use a binary dependent variable model (logit method) to estimate the readjustment probability in a target zone and show that this methodology is appropriate. Besides, we introduce the possibility of a soft target zone ( $\pm 6\%$  ERM band during all the sample), thus allowing the exchange rate to move within wide margins in the short-run, but within narrow margins in the long-run.

*Key words:* target zones, currency crises, readjustment probability.

*JEL classification:* F31.