

CONTRASTES CLÁSICOS DE CREDIBILIDAD APLICADOS AL CASO ESPAÑOL (*)

María Isabel Campos López

RESUMEN.—La literatura de “Target Zones” desarrollada desde los trabajos iniciales de Flood y Garber (1983), Williamson y Miller (1987), o el trabajo más conocido de Krugman (1991) modeliza, en tiempo continuo, 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 sobre el tipo de cambio. Sin embargo, la evidencia empírica disponible ha constatado que el supuesto de perfecta credibilidad de la banda rara vez se verifica, existiendo un riesgo de realineamiento que debemos considerar. Este ha sido uno de los temas que con más intensidad se ha estudiado por la literatura de las zonas objetivo. Para el caso español, casi todos los estudios se ha centrado en el periodo anterior a la tormenta monetaria de 1992. Este trabajo pretende poner al día el estudio de la credibilidad de las bandas utilizando los contrastes clásicos del test simple de credibilidad y del ajuste de la deriva aplicados al periodo en el que la moneda española estuvo sometida a una banda de fluctuación.

PALABRAS CLAVE: Probabilidad de Reajuste, Expectativas de Devaluación, Credibilidad, Target Zones.

JEL: F3-International Finance.

1. INTRODUCCIÓN

La literatura denominada de “*Target Zones*” que se ha desarrollado desde los trabajos iniciales de Flood y Garber (1983), Williamson y Miller (1987), o el trabajo más conocido de Krugman (1991) modeliza, en tiempo continuo, el comportamiento del tipo de cambio dentro de una banda de

(*) Agradezco los comentarios y las valiosas sugerencias de Zenón J-Ridruejo y de José Luis Torres.

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 (denominado por esta literatura "*honeymoon effect*") sobre el tipo de cambio que exhibe una menor variabilidad que la existente en condiciones de perfecta flexibilidad de dicho tipo de cambio. Este efecto estabilizador procede tanto de la actuación de las autoridades monetarias, que intervendrán cuando sea necesario [con intervención marginal y/o intramarginal], como del efecto moderador que ejerce la banda sobre las expectativas del tipo de cambio.

Se puede afirmar que, por regla general, un sistema de cambios de bandas de fluctuación con buena reputación, y por tanto creíble, es un sistema en el que los agentes económicos confían. Esto es, los agentes económicos esperan el mantenimiento de la banda durante un tiempo suficientemente amplio, actuando de acuerdo con tal característica ⁽¹⁾. El grado de credibilidad de la banda de fluctuación ha sido uno de los aspectos más estudiados por esta literatura ⁽²⁾. La mayoría de los estudios apuntan, en general, una falta de credibilidad de la zona ⁽³⁾; esto es, de existencia de riesgo de realineamiento de la banda que hace que la credibilidad del sistema no sea plena, y que por tanto, haga necesario el estudio de las expectativas que el mercado asigna a la permanencia de la banda de fluctuación, y en definitiva, a la estimación de la probabilidad de reajuste de la zona.

Se han empleado diferentes metodologías tratando de estimar la depreciación esperada del tipo de cambio dentro de una banda. Vamos pues a analizar y a contrastar empíricamente alguna de las metodologías más utilizadas por la literatura de las "*Target Zones*". Es lo que vamos a denominar "*Contrastes Clásicos de Credibilidad*", que básicamente engloban el denominado "*Test Simple de Credibilidad o Test Simple de Svensson*" y el "*Drift-Adjustment Method o Método de ajuste de la deriva*".

Por tanto, nuestro objetivo es evidenciar el grado de credibilidad de una banda de fluctuación o dicho de otro modo, estudiar la probabilidad de reajuste de un determinado tipo de cambio que está sometido a una zona concreta de oscilación. Aplicaremos los contrastes clásicos de credibilidad al tipo de cambio bilateral peseta española/marco alemán durante el periodo en el que la moneda española estuvo sometida al Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) del SME (19 de junio de 1989 a 30 de diciembre de 1998).

(1) El concepto de *credibilidad* hace referencia al grado de confianza de los agentes económicos sobre el mantenimiento de una banda de fluctuación dada. No examina por tanto, el grado de reputación de las políticas antiinflacionistas; perspectiva esta última ampliamente estudiada en los países integrantes del SME. (Vid. Giavazzi y Pagano, 1988 y Weber, 1992).

(2) Ver la revisión de la literatura realizada por Gámez y Torres (1996).

(3) Ver los trabajos empíricos realizados por Svensson (1991.a, 1991.b), Flood, Rose y Mathieson (1990), Bertola y Caballero (1992), Chen y Giovannini (1992), Lindberg y Söderlind (1991, 1994) ó Parikh y Bhattacharya (1996) entre otros sobre credibilidad imperfecta de zonas objetivo.

2. DATOS Y FECHAS RELEVANTES

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⁽⁴⁾. Debemos tener en consideración 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 $\pm 15\%$.

La procedencia de las series estadísticas es el Banco de España, para el tipo de cambio bilateral y el tipo de interés español, el Bundesbank, para el tipo de interés alemán, y las *Cuentas Financieras de la Economía Española (Estadísticas Complementarias)*, publicado por el Banco de España, en el caso de la paridad central del tipo de cambio bilateral.

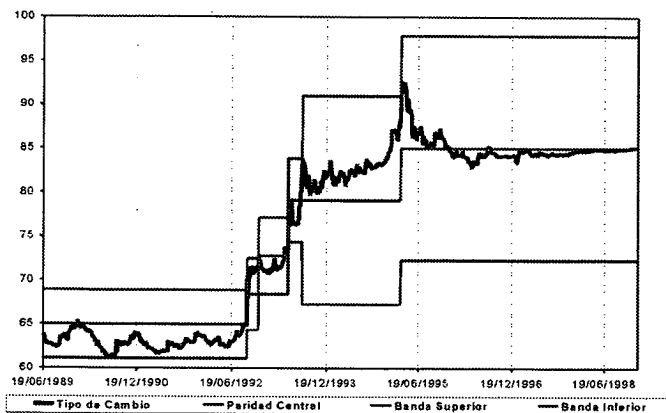
La figura 1 recoge la evolución del tipo de cambio peseta/marco alemán durante el periodo de estudio. Se ha representado también la paridad central del tipo de cambio y los márgenes de oscilación tanto con una amplitud del $\pm 6\%$, como del $\pm 15\%$. La mera observación de dicha figura nos induce a pensar, a priori, en un comportamiento diferente del tipo de cambio a lo largo del periodo de estudio. En el periodo de banda estrecha, que en el caso de la moneda española fue del $\pm 6\%$, 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, y posteriormente la de mayo de 1993⁽⁵⁾.

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

(4) Tamaño muestral: 2.326 datos.

(5) Período 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.

Figura 1. EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO PESETA ESPAÑOLA/MARCO ALEMÁN.



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 mejicano, que ejerció un efecto de arrastre sobre otras monedas con intensas relaciones comerciales, como es el dólar, que sufrió una caída, 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 el que no sólo influyó la debilidad del dólar, sino que además reflejó la incertidumbre política que se detectaba en ese momento, junto con una 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% y el escudo en un 3,5%. Sin embargo, esta devaluación presentó un rasgo característico que la diferenciaba de las anteriormente mencionadas, y es que el tipo de cambio de la peseta se devaluó antes de que éste llegara a tomar valores próximos al margen superior de la banda. Luego, 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⁽⁶⁾. Ya que si algo habían aprendido los países miembros del SME de la tormenta monetaria de otoño de 1992 es que, en determinadas circunstancias, a medida que los ataques especulativos presionan a una moneda hacia el mar-

(6) Ver Informe Anual del Banco de España, 1995, p. 46.

gen superior de la banda, se pone en marcha un efecto de atracción que hace inmanejable la gestión de la política cambiaria ⁽⁷⁾.

Precisamente, la evolución posterior de la peseta avaló este argumento, de forma que los propios mercados fueron corrigiendo la excesiva depreciación de las fechas anteriores a la devaluación. Por lo que el periodo de estudio finaliza con una última fase, que podríamos caracterizar 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 advertido sobre todo en los tipos de interés, tanto de corto como de largo plazo.

3. EL TEST SIMPLE DE CREDIBILIDAD

Uno de los primeros autores que introdujo explícitamente el concepto de *credibilidad imperfecta*, considerando el riesgo de una devaluación dentro de las bandas de fluctuación, fue Svensson (1991.c) ⁽⁸⁾. En este trabajo concretamente aplica un test que denomina "*Test Simple de Credibilidad*" para contrastar si ha existido perfecta credibilidad de la zona en Suecia, durante el periodo comprendido entre enero de 1987 y agosto de 1990. Plantea dos formas alternativas de proponer dicho test en función del supuesto de partida que se realice.

Bajo el supuesto de *amplia movilidad internacional de capitales* podemos asumir que no existen posibilidades de arbitraje internacional. Y por tanto, el test simple de credibilidad consiste en la comprobación, si el tipo de interés nacional, i_t^n , está, en algún momento durante el periodo de estudio, fuera de la zona denominada de *rentabilidad efectiva anualizada* de una inversión en moneda extranjera, expresada en moneda nacional, $[F_t^n \text{ máx}, F_t^n \text{ mín}]$, que vamos a calcular a partir de la siguiente expresión:

$$F_t^n = (1 + i_t^{*n}) \left[\frac{e_{t+n}^s}{e_t^s} \right]^n - 1 \quad [3.1]$$

donde n, periodo de duración de la inversión, está expresado en meses, e_t^s denota el tipo de cambio spot en el momento t, e i_t^{*n} el tipo de interés extranjero efectivo anualizado ⁽⁹⁾.

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

(8) Es una versión abreviada del artículo publicado, con el mismo título, en *NBER*, w.p., 3394, june, 1990.

(9) Las variables no están expresadas en términos logarítmicos y la moneda extranjera puede ser una moneda concreta o una cesta de varias monedas.

Como el tipo de cambio está sujeto a una banda de fluctuación concreta $[e^s_{\text{mín}}, e^s_{\text{máx}}]$ determinará que el tipo de rentabilidad F_t^n también esté limitado por una zona $[F^n_{t\text{ máx}}, F^n_{t\text{ mín}}]$ tal que:

$$F^n_{t\text{ mín}} = (1 + i_t^{*n}) \left[\frac{e^s_{t\text{ mín}}}{e^s_t} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad [3.2.a]$$

$$F^n_{t\text{ máx}} = (1 + i_t^{*n}) \left[\frac{e^s_{t\text{ máx}}}{e^s_t} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad [3.2.b]$$

donde $F^n_{t\text{ mín}} < F_t^n < F^n_{t\text{ máx}}$.

Si el tipo de interés nacional, i_t^n , está en algún momento fuera de la zona de rentabilidad definida, y se supone amplia movilidad internacional de capitales, los inversores estarán percibiendo un posible riesgo de realineamiento, y por tanto, la banda de fluctuación del tipo de cambio no será plenamente creíble. Surgirán operaciones de arbitraje que tendrán una cierta ganancia asegurada y que no se están explotando⁽¹⁰⁾.

Svensson (1991.c) comprueba que en Suecia, durante el periodo de estudio (enero de 1987-agosto de 1990), la banda de fluctuación del tipo de cambio nunca tuvo plena credibilidad en un horizonte temporal de cinco años⁽¹¹⁾. Sólo ocasionalmente el tipo de interés nacional estuvo fuera de la zona de rentabilidad cuando el horizonte fijado era de 12 meses, y rozando el límite máximo de dicha zona en el caso de 6 meses. Sin embargo, que el tipo de interés nacional esté dentro de la banda de rentabilidad, cuando el horizonte temporal fijado es relativamente breve, no implica necesariamente que la zona sea perfectamente creíble; ya que la anchura de la banda de rentabilidad aumenta conforme disminuye "n". Sólo si dicho tipo de interés está fuera de la zona, será cuando se pueda asegurar que los inversores están percibiendo cierto riesgo de realineamiento. Por lo que este test

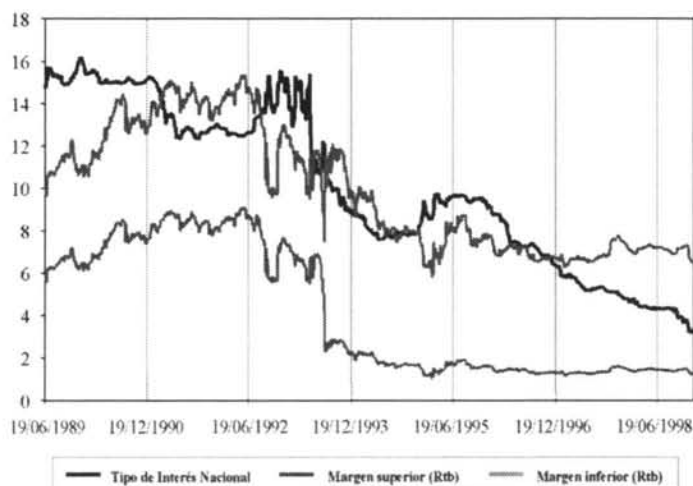
(10) Puede atenuarse el supuesto de no arbitraje permitiendo flujos de capital internacionales en cortos periodos de tiempo. En este caso, si el tipo de interés nacional está fuera de la banda de rentabilidad, la zona de fluctuación del tipo de cambio será perfectamente creíble cuando existan operaciones de arbitraje que motiven importantes flujos de capital [en la dirección correcta], y que encaminen al tipo de interés nacional dentro de dicha zona de rentabilidad. Si esto no ocurre, esto es, si los flujos de capital son escasos o importantes pero en la dirección equivocada, los inversores estarán percibiendo un posible riesgo de realineamiento, y por tanto, la banda de fluctuación del tipo de cambio no será perfectamente creíble. (Vid. Svensson, 1991.c, p. 656).

(11) Hughes y Hurley (1994) analizan la credibilidad de la banda en Irlanda utilizando como indicadores la inflación nacional y el tipo de interés. Comprueban que desde la creación del SME en 1979 hasta 1987, ambos indicadores son inconsistentes con la credibilidad del sistema; sin embargo, desde 1987 constatan que dichos indicadores se localizan dentro del rango calculado y alrededor de los valores alemanes.

será una *condición suficiente pero no necesaria* para evidenciar el grado de credibilidad de una banda de fluctuación.

Para el caso español, este contraste ha sido realizado, entre otros, por Torres (1992) para el periodo enero de 1987 a diciembre de 1991, por Rodríguez Mendizábal (1992) durante el periodo comprendido entre el 25 de septiembre de 1989 y el 29 de mayo de 1991, por Ayuso *et al.* (1993) entre el 19 de junio de 1989 y el 17 de agosto de 1992, por Campa y Chang (1996) entre el 1 de julio de 1992 y el 25 de mayo de 1995, o por Ledesma *et al.* (1999) durante el periodo 19 de junio de 1989 y 8 de mayo de 1997⁽¹²⁾.

Figura 2. TEST SIMPLE DE CREDIBILIDAD
(BANDA DE RENTABILIDAD EFECTIVA).



En este trabajo, va a utilizarse un periodo muestral comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 30 de diciembre de 1998. La figura 2 recoge los resultados del contraste del Test Simple de Credibilidad, donde se detecta una falta de credibilidad, de la banda de oscilación del tipo de cambio peseta/marco, en los periodos anteriores y posteriores a cada devaluación,

(12) Un estudio, también para el caso español, considerando bandas de fluctuación multilaterales y no bilaterales, ha sido realizado por Serrat (1992). Plantea dos indicadores en función del periodo temporal considerado: uno denominado "*multibanda de credibilidad*" para el tipo de interés [tomador] de la europeseta a $n=1,3,6$ y 12 meses, y otro denominado "*horizonte de credibilidad*" basado en los mercados de deuda pública. [Sobre bandas de fluctuación multilaterales ver también Serrat (1995) y Flandreau (1998)]

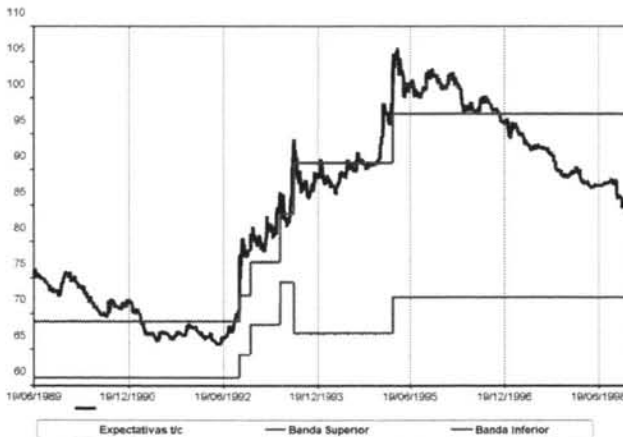
cuando se modifica la amplitud de la banda, y un periodo más que comprende el momento en el que España se incorpora al Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) del SME hasta finales de febrero del año 1991, periodo que coincide además, con el paso a la banda estrecha ($\pm 2,25\%$) de la lira italiana en enero de 1990 y la incorporación de la libra esterlina al MCI en octubre del mismo año.

Se pueden obtener resultados similares suponiendo que se verifica la condición de paridad de tipos de interés no cubierta. Calcularemos *el tipo de cambio "spot" esperado*, $E_t(e_{t+n}^s)$, como sigue:

$$E_t(e_{t+n}^s) = (e_t^s) \left[\frac{1+i_t^n}{1+i_t^{*n}} \right]^{\frac{n}{12}} \quad [3.3]$$

Y plantearemos el test simple de credibilidad como el contraste que comprueba si el tipo de cambio esperado toma valores fuera de la banda de fluctuación del tipo de cambio ⁽¹³⁾. Por lo tanto, el tipo de cambio "spot" esperado para el periodo siguiente, puede ser utilizado como un indicador del *grado de credibilidad de una banda de fluctuación*.

Figura 3. TEST SIMPLE DE CREDIBILIDAD
(EXPECTATIVAS DEL TIPO DE CAMBIO).



(13) Svensson, L.E.O. (1992.a) demuestra que, incluso con riesgo de devaluación, la prima de riesgo en una banda de fluctuación estrecha es relativamente pequeña; y por tanto, la paridad de tipos de interés no cubierta puede ser una buena aproximación a la variación esperada del tipo de cambio, en dicho caso.

La figura 3 recoge esta forma alternativa de contrastar el test simple de credibilidad, en donde se constata una evolución similar, de la credibilidad de la banda de oscilación del tipo de cambio peseta/marco, a la observada cuando se utiliza el criterio de la banda de rentabilidad efectiva anualizada. No obstante, en este caso, vamos a poder utilizar dicho contraste para calcular la expectativa de depreciación o apreciación del tipo de cambio.

Calcularemos el ratio anualizado de depreciación o apreciación esperada como sigue:

$$de_t^n = \left[\frac{E_t(e_{t+n}^s)}{e_t^s} \right]^n - 1 \tag{3.4}$$

Sustituyendo la expresión de las expectativas del tipo de cambio [3.3] en [3.4] obtenemos la siguiente expresión con la que calcularemos el valor del ratio anualizado de depreciación esperada:

$$de_t^n = \left[\frac{1+i_t^n}{1+i_t^{*n}} \right] - 1 \tag{3.5}$$

Podemos además calcular, el margen máximo y mínimo de depreciación o apreciación esperado, sustituyendo las expectativas del tipo de cambio por los límites superior e inferior, $e_{t+n}^{s\text{máx}}$, $e_{t+n}^{s\text{mín}}$, respectivamente, de la banda de fluctuación. Y de esta forma, volver a plantear el test simple de credibilidad.

$$de_{t\text{mín}}^n = \left[\frac{e_{t+n}^{s\text{mín}}}{e_t^s} \right]^n - 1 \tag{3.6.a}$$

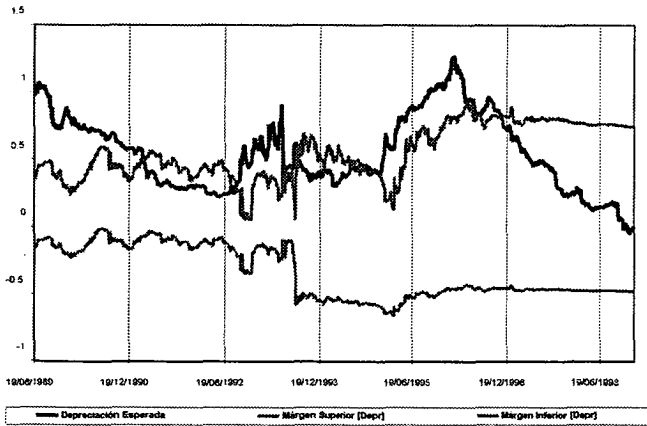
$$de_{t\text{máx}}^n = \left[\frac{e_{t+n}^{s\text{máx}}}{e_t^s} \right]^n - 1 \tag{3.6.b}$$

donde $de_{t\text{mín}}^n < de_t^n < de_{t\text{máx}}^n$.

La figura 4 recoge este contraste, cuyos resultados, en términos de credibilidad, siguen siendo similares a los obtenidos utilizando las otras dos medidas alternativas.

Por tanto, los resultados obtenidos con el contraste simple de credibilidad detectan una falta de credibilidad, al principio del periodo analizado, que ya había sido apuntada en los trabajos de Torres (1992), Rodríguez Mendizábal (1992), Ayuso *et al.* (1993), o Campa y Chang (1996), y en los periodos anteriores y posteriores a cada devaluación, junto con el momento en el que se modifica la amplitud de la banda de oscilación, que concuerda con los resultados de Ledesma *et al.* (1999).

Figura 4. TEST SIMPLE DE CREDIBILIDAD
(RATIO DE DEPRECIACIÓN ESPERADA).



Ahora bien, no debe olvidarse que este contraste aporta condiciones suficientes y no necesarias de falta de credibilidad, y en definitiva, deberá complementarse con otros indicadores. En la sección siguiente vamos a desarrollar otro método alternativo que ha sido aplicado, junto con el contraste simple de credibilidad.

4. EL MÉTODO DE AJUSTE DE LA DERIVA

Svensson (1992.b) y Bertola y Svensson (1993) evalúan explícitamente las expectativas de realineamiento introduciendo, en el modelo básico de bandas de fluctuación, el *riesgo de realineamiento estocástico en tiempo continuo*. Expresan formalmente la variación esperada del tipo de cambio, $E_t(de_t/dt)$, como la suma de dos componentes. Uno será la tasa esperada de variación de la paridad central, $E_t(dc_t/dt)$, que Svensson (1992.b) denomina *tasa esperada de realineamiento*, y el otro será la tasa esperada de variación del tipo de cambio respecto a su paridad central, $E_t(ds_t/dt)$, que Svensson (1992.b) denomina *tasa esperada de depreciación dentro de la banda*.

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

$$E_t(de_t / dt) = E_t(dc_t / dt) + E_t(ds_t / dt) \quad [4.1]$$

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 ob-

servada 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, λ_t , se iguala a la variación esperada del tipo de cambio, $E_t(de_t/dt)$, que ahora sigue la expresión [4.1].

$$\lambda_t = (i_t - i_t^*) = E_t(de_t / dt) = E_t(dc_t / dt) + E_t(ds_t / dt) \quad [4.2]$$

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

$$E_t(dc_t / dt) = \lambda_t - E_t(ds_t / dt) \quad [4.3]$$

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

$$E_t(ds_t / dt) = (1 - k_{t+n}) E_t[(ds_t / no \text{ reajuste}) / dt] + k_{t+n} E_t[(ds_t / reajuste) / dt] \quad [4.4]$$

Sustituyendo la expresión [4.4] en la ecuación [4.3] obtengo:

$$E_t(dc_t / dt) + k_{t+n} \{ E_t[(ds_t / reajuste) / dt] - E_t[(ds_t / no \text{ reajuste}) / dt] \} = \lambda_t - E_t[(ds_t / no \text{ reajuste}) / dt] \quad [4.5]$$

donde el lado izquierdo de la ecuación [4.5] está representando la *tasa esperada de devaluación*, cuando se supone que las expectativas se hicieron sobre la base de no reajuste.

Este método, que estima empíricamente las expectativas de devaluación y que busca deducir el grado de credibilidad de la banda, ha sido sugerido por Bertola y Svensson (1993) y se conoce con el nombre de "*Drift-Adjustment Method*" (Método de ajuste de la deriva). Su denominación se debe a que estima el tipo esperado de devaluación ajustando el diferencial de tipos de interés por la tendencia del tipo esperado de depreciación dentro de la banda ⁽¹⁴⁾.

Dicho modelo ha demostrado ser más preciso a la hora de realizar predicciones sobre el grado de credibilidad de la zona que el "*Test Simple de*

(14) Tristani (1994) analiza un caso particular del sugerido por Bertola y Svensson (1993). En este caso, los fundamentos y el riesgo de realineamiento están perfectamente correlacionados, con lo que la probabilidad de realineamiento será una variable endógena.

Credibilidad” sugerido por Svensson (1991.c); ya que, como demuestran los estudios empíricos realizados por Rose y Svensson (1991, 1995), Flood, Rose y Mathieson (1990), Frankel y Phillips (1992), Lindberg, Svensson y Söderlind (1991, 1993) ó Svensson (1993) entre otros, dicho test de credibilidad tiene la ventaja de su simplicidad, en cuanto a su realización, pero el inconveniente de ignorar las variaciones que puede experimentar el tipo de cambio dentro de la zona.

El método de ajuste de la deriva también ha sido contrastado para el tipo de cambio bilateral peseta española/marco alemán. El trabajo de Torres (1992) estima la tasa de depreciación esperada dentro de la banda estimando un modelo de regresión lineal en el que el tipo de cambio en “ $t+n$ ” depende de los valores del tipo de cambio en el momento “ t ”⁽¹⁵⁾. El trabajo de Ledesma et al (1999) amplía la ecuación lineal a estimar incluyendo los tipos de interés, como ya habían planteado, para otros países, Lindberg, Svensson y Söderlind (1993) ó Svensson (1993), aunque incluyendo también retardos de las variables explicativas.

Nos vamos a encontrar con el mismo problema que Ledesma *et al.* (1999) al estimar la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio dentro de la banda, condicionada a la no existencia de reajustes, y es que no podemos aplicar el procedimiento empleado por Svensson (1993) para su estimación. Dicho procedimiento propone estimar $E_t[(ds_t | \text{no reajuste}) / dt]$ excluyendo de la base de datos las 22 primeras observaciones anteriores a cada realineamiento, si la periodicidad (de los tipos de interés) es mensual. En nuestro caso la periodicidad es trimestral, luego deberíamos eliminar las 64 observaciones anteriores a cada reajuste de la paridad central⁽¹⁶⁾. En el caso de la peseta, durante la tormenta monetaria de otoño de 1992, se produjeron dos devaluaciones en un periodo inferior a 64 días. Por tanto, si utilizamos el procedimiento de Svensson perderíamos información fundamental que sesgaría los resultados de nuestra estimación.

Luego, la expresión del modelo de regresión lineal que vamos a emplear para estimar la tasa de depreciación esperada dentro de la banda es la siguiente⁽¹⁷⁾:

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_{1j} d_j + \gamma_2 \Delta s_t + \gamma_3 y_{t-1} + \mu_t \quad [4.6]$$

(15) Este trabajo estima el modelo de regresión lineal planteado por Bertola y Svensson (1993) que utiliza como variable explicativa el tipo de cambio dentro de la banda s_t , suponiendo de esta forma, que el tipo de cambio presenta reversión a la media dentro de la banda.

(16) Nuestra base de datos presenta 244 observaciones por año; ya que no sólo hemos eliminado los fines de semana sino también los días festivos. Por tanto, deberíamos excluir de la muestra, las 60 observaciones diarias anteriores a cada realineamiento.

(17)

$$y_t = E_t(ds_t / dt) = \frac{12}{3} (s_{t+60} - s_t)$$

Cuadro 1. PARÁMETROS ESTIMADOS DE LA TASA ESPERADA DE DEPRECIACIÓN DENTRO DE LA BANDA.

Variables Explicativas	Modelo
Constante	0,0001 (0,431)
d ₇₉₅	-0,008* (-13,983)
d ₇₉₆	0,002 (0,598)
d ₁₀₀₄	-0,014* (-9,100)
d ₁₀₀₅	0,005* (13,800)
d ₁₃₉₅	-0,037* (-23,079)
d ₁₃₉₆	0,016* (9,310)
Δs_t	-4,007* (-37,094)
y _{t-1}	0,993* (214,541)
\bar{R}^2	0,977
Test de White	71,992 (0,000)
Test LM	1,891
Breusch-Godfrey	(0,389)

Nota: El valor entre paréntesis en los parámetros es el estadístico t.

* indica un valor significativo a un nivel del 1%

La bondad del ajuste se recoge a través del R² ajustado.

El valor entre paréntesis en los estadísticos es el p valor.

donde y_t representa la variable dependiente, s_t recoge las desviaciones logarítmicas del tipo de cambio de la paridad central, que en la ecuación a estimar está expresada en primeras diferencias⁽¹⁸⁾, y donde d_j representa las variables *dummy* (ficticias) aditivas que hemos incluido para recoger el efecto de los datos atípicos, que en este caso se corresponden respectiva-

(18) Hemos 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 es respectivamente -2.737 y -2.847 frente a un valor crítico, al 5%, de -3.414).

De la misma forma hemos comprobado que la variable dependiente y_t no presenta raíz unitaria (El valor de los estadísticos es respectivamente -5.158 y -4.974 frente a un valor crítico, al 5%, de -2.863).

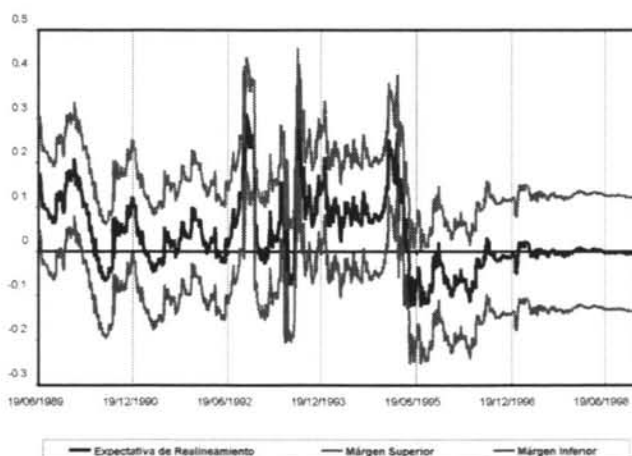
mente con las dos observaciones anteriores a la devaluación del 17 de septiembre de 1992, a la ampliación de las bandas y a la última devaluación del 6 de marzo de 1995 (Observaciones 795, 796, 1004, 1005, 1395 y 1396). Los resultados de la estimación se recogen en el cuadro 1.

Hemos realizado la estimación de la ecuación [4.6] utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), y hemos computado los errores estándar usando el estimador de la matriz de covarianzas de Newey-West⁽¹⁹⁾. El valor del estadístico de Breusch-Godfrey nos permite aceptar [no rechazo] la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en las perturbaciones.

Los valores estimados de los parámetros son significativamente diferentes de cero, excepto la constante y una de las variables dummy. A partir de dicha estimación calcularemos la tasa esperada de variación de la paridad central (ecuación [4.3]) que, en nuestro caso, por el problema apuntado anteriormente, utilizaremos como proxy de la tasa esperada de devaluación. Ya que será una medida igualmente válida para definir los intervalos de confianza de dicha tasa y poder evaluar el grado de credibilidad de las bandas de fluctuación en el periodo muestral considerado.

Lindberg, Svensson y Söderlind (1993) (p. 1.175) construyen intervalos de confianza al 90% de la tasa estimada de devaluación. En este trabajo hemos construido también intervalos de confianza al 90%, cuyos márgenes se han calculado aplicando $\pm 1,65 \sigma_{\mu}$. La figura 5 recoge dichos intervalos junto con la estimación de la tasa esperada de variación de la paridad central.

Figura 5. MÉTODO DE AJUSTE DE LA DERIVA.



(19) Como puede comprobarse a través del Test de White, rechazamos la hipótesis nula de que la perturbación μ_t sea homoscedástica. Por esta razón, utilizamos la estimación de Newey-West. (Vid. Hansen y Hodrick [1980] y Hodrick [1987]).

Los resultados indican un empeoramiento de la credibilidad y por tanto un aumento de la probabilidad de reajuste del tipo de cambio, tanto en el momento de la incorporación de la moneda española al MCI del SME como a finales de 1989 y principios de 1990, que coincide con el paso de la lira italiana a la banda estrecha de fluctuación ($\pm 2,25\%$); la credibilidad vuelve a reducirse en la segunda mitad del año 90, que es cuando la libra esterlina entra a formar parte del MCI del SME. Claramente, la siguiente subida de la tasa estimada de realineamiento coincide con la primera devaluación de la tormenta monetaria de otoño de 1992, cuya credibilidad empieza a recuperarse a principios de 1993, pero vuelve a empeorar con la devaluación de mayo de 1993. Vuelve a detectarse un incremento en la probabilidad de reajuste del tipo de cambio con la ampliación de las bandas de oscilación a $\pm 15\%$, que es seguido de otro periodo de inestabilidad a finales del año 93 y principios del 94 y que se corresponde con la convocatoria de una huelga general para enero de 1994, el desacuerdo de los agentes sociales en las negociaciones salariales y con la crisis que sufrió Banesto en los últimos días del año 1993. El siguiente periodo de inestabilidad coincide con la crisis del peso mejicano, que se produce a finales del año 1994, inestabilidad que como muestra la figura se mantiene hasta principios de abril de 1995 y por tanto, incluye la devaluación de marzo de 1995. Se constata a partir sobre todo del último tercio de 1996 mayor grado de estabilidad, que se corresponde con una mayor convergencia en los fundamentos de los países pertenecientes al SME y expectativas de formación de la Unión Económica y Monetaria (UME). En el caso de España, se corresponde con un periodo de austeridad fiscal, control de la inflación y la deuda pública, y bajada progresiva de los tipos de interés, tanto de corto como de largo plazo; todo ello, acompañado también, de una percepción por parte de los agentes económicos de que España formaría parte del grupo inicial de países que iban a constituir la UME.

Por tanto, el método de ajuste de la deriva sugerido por Bertola y Svensson (1993), que estima las expectativas de devaluación, es más preciso a la hora de estimar el grado de credibilidad de la zona que el "*Test Simple de Credibilidad*" sugerido por Svensson (1991.c), ya que no sólo nos permite realizar afirmaciones sobre falta de credibilidad, sino también sobre mejora o empeoramiento de dicha credibilidad.

5. CONCLUSIONES

La evidencia empírica contrastada muestra que los resultados del "*Modelo Básico*" de bandas de fluctuación son generalmente inconsistentes con las regularidades observadas en la práctica. Y lo son desde tres puntos de vista: imperfecta credibilidad de la banda, intervención dentro de la banda [intramarginal] y posibilidad de rigidez de precios. La imperfecta credibilidad de la banda es el aspecto analizado en este trabajo.

Los estudios que han ampliado el modelo básico incorporando riesgo de realineamiento, han calculado las expectativas que el mercado asigna a la permanencia de la banda existente. Los métodos que más se han utilizado son el test simple de credibilidad y el método de ajuste de la deriva. Hemos aplicado dicha metodología al caso de la peseta/marco alemán en el periodo comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 30 de diciembre de 1998.

Los resultados obtenidos aplicando el contraste simple de credibilidad son confirmados con el método de ajuste de la deriva. Sin embargo, como hemos apuntado anteriormente, dicho contraste sólo nos permite realizar afirmaciones sobre falta de credibilidad, por lo que puede utilizarse como un primer indicador, que es sencillo de calcular, pero que debe complementarse como alguna metodología alternativa.

Este trabajo ha constatado que, en el caso del tipo de cambio bilateral peseta/marco alemán, el método de ajuste de la deriva es adecuado para detectar tanto periodos de falta de credibilidad como periodos de relativa calma o de mejora o empeoramiento de dicha credibilidad, y por tanto, explica coherentemente la evolución de dicho tipo de cambio.

BIBLIOGRAFÍA

- AYUSO, J., M. PÉREZ JURADO y F. RESTOY (1993), "Indicadores de Credibilidad de un Régimen Cambiario: el Caso de la Peseta en el SME", *Cuadernos Económicos de ICE*, 53, 1: 117-144.
- BERTOLA, G. y R.J. CABALLERO (1992), "Target Zones and Realignments", *American Economic Review*, 82, 3, june: 520-536.
- 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: 689-712.
- CAMPA, J.M. y P.H.K. CHANG (1996), "Options-Based Evidence on the Credibility of the Peseta in the ERM", *Investigaciones Económicas*, 20, 1, January: 3-22.
- CHEN, Z. y A. GIOVANNINI (1992), "Target Zones and the Distribution of Exchange Rates: an Estimation Method", *Economics Letters*, 40, 1, september: 83-89.
- FLANDREAU, M. (1998), "The Burden of Intervention: Externalities in Multilateral Exchange Rates Arrangements", *Journal of International Economics*, 45, 1, june: 137-171.
- FLOOD, R.P. y P.M. GARBER (1983), "A Model of Stochastic Process Switching", *Econometrica*, 51, 3, may: 537-551.
- FLOOD, R.P., A.K. ROSE y D.J. MATHIESON (1990), "An Empirical Exploration of Exchange Rate Target Zones", *NBER w.p.*, 3543.
- FRANKEL, J. y S. PHILLIPS (1992), "The EMS: Credible at Last?", *Oxford Economic Papers*, 44: 791-816.
- GÁMEZ C. y J.L. TORRES (1996), "Zonas Objetivo para el Tipo de Cambio: Una Panorámica Teórica y Empírica", *ICE*, 758, noviembre: 131-155.

- GLIAZZI, F. y M. PAGANO (1988), "The Advantage of Tying One's Hands", *European Economic Review*, 32: 1055-1082.
- 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: 829-853.
- HODRICK, R.J. (1987), "The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets", London: Harwood.
- HUGHES, J. y M. HURLEY (1994), "Simple Tests of Target Zones: the Irish Case", *Applied Economics*, 26, 6, august: 757-763.
- KRUGMAN, P.R. (1991), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 3, august: 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: 195-230.
- LINDBERG, H. y P. SÖDERLIND (1991), "Testing the Basic Target Zone Model on Swedish Data", *Institute for International Economic Studies, Seminar Paper*, 488, Stockholm University.
- (1994), "Testing the Basic Target Zone Model on Swedish Data 1982-1990", *European Economic Review*, 38, 7, august: 1441-1469.
- LINDBERG, H., L.E.O. SVENSSON y P. SÖDERLIND (1991), "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1982-90", *Institute for International Economic Studies, Seminar Paper*, 495, Stockholm University.
- (1993), "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92", *Economic Journal*, 103, 420, september: 1170-1179.
- PARIKH, A. y R. BHATTACHARYA (1996), "Exchange Rates under EMS Target Zones: an Econometric Investigation", *Applied Economics*, 28, 4, april: 453-466.
- RODRÍGUEZ MENDIZÁBAL, H. (1992), "Contrastes de Credibilidad para la Banda de Fluctuación de la Peseta en el SME", *Moneda y Crédito*, 195: 101-136.
- ROSE, A.K. y L.E.O. SVENSSON (1991), "Expected and Predicted Realignments: the FF/DM Exchange Rate during the EMS", *NBER w.p.*, 4495.
- (1995), "Expected and Predicted Realignments: the FF/DM Exchange Rate during the EMS, 1979-93", *Scandinavian Journal of Economics*, 97, 2, june: 173-200.
- SERRAT, A. (1992), "Credibilidad y Arbitraje de la Peseta en el SME", *Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo*, 9224.
- (1995), "Exchange Rate Dynamics in a Multilateral Target Zone", *Graduate School of Business, w.p.*, University of Chicago.
- SVENSSON, L.E.O. (1991.a), "Target Zones and Interest Rate Variability", *Journal of International Economics*, 31, august: 27-54.
- (1991.b), "The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone Model: Theory and Swedish Data", *Journal of Monetary Economics*, 28: 87-116.
- (1991.c), "The Simple Test of Target Zone Credibility", *IMF, Staff Papers*, 38, 3: 655-665.
- (1992.a), "The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk", *Journal of International Economics*, 33, august: 21-40.

- (1992.b), “An Interpretation of Research on Exchange Rate Target Zones”, *Journal of Economic Perspectives*, 6, 4, Fall: 119-144.
 - (1993), “Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMR 1979-1992”, *European Economic Review*, 37, 4, may: 763-793.
- TORRES, J.L. (1992), “Credibilidad de las Zonas Objetivo: Evidencia Empírica para el SME”, *Documento de Trabajo. Departamento de Teoría e Historia Económica*, Universidad de Málaga, 2/1992.
- TRISTANI, O. (1994), “Variable Probability of Realignment in a Target Zone”, *Scandinavian Journal of Economics*, 96, 1, january:1-14.
- WEBER, A. (1992), “The Role of Policymakers’ Reputation in the EMS Disinflation: an Empirical Evaluation”, *European Economic Review*, 36, 7: 1473-1492.
- WILLIAMSON, J. y M.H. MILLER (1987), “Targets and Indicators: a Blueprint for the International Coordination of Economic Policy”, *Policy Analyses in International Economics*, 22, Washington, D.C., september.