

Probabilidad de Realineamiento de la Banda: El Caso Español (1989-1998)

M. Isabel Campos y Zenón Jiménez-Ridruejo^{*‡}
Universidad de Valladolid

30 de marzo de 1999

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, que exhibe una menor variabilidad que la existente en condiciones de perfecta flexibilidad de dicho tipo de cambio. Sin embargo, la evidencia empírica disponible ha constatado que el supuesto de perfecta credibilidad de la banda rara vez se da, 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, tanto los contrastes clásicos del test simple de credibilidad y del ajuste de la deriva, como un modelo logit de elección discreta que estime la probabilidad de realineamiento de la banda. El periodo de estudio, con datos diarios, se extiende desde el 19 de junio de 1989 hasta el 30 de septiembre de 1998, considerando dos submuestras que tienen en cuenta la ampliación de la anchura de la banda del 6% al 15% desde el 2 de agosto de 1993.

Palabras clave: Target Zones, Credibilidad, Probabilidad de Realineamiento, Expectativas de Devaluación.

Area Temática: A.3. Internacionalización de la economía.

^{*} Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Facultad de CC.Económicas y Empresariales (Universidad de Valladolid). Avda Valle Esgueva, 6, 47.011-Valladolid- Tfno: 983 423382. Fax: 983 423299. E-mail: maribel@eco.uva.es; zenon@eco.uva.es

[‡] Este trabajo se ha beneficiado del apoyo financiero recibido por la CICYT [SEC97-1379]

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 fluctuación. La idea básica 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 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*”. Emplearemos datos diarios del tipo de cambio peseta española/marco alemán 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 septiembre de 1998 [Tamaño muestral: 2267 datos]. 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 de $\forall 6\%$ a $\forall 15\%$. 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.

¹ El concepto *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.

2 El Test Simple de Credibilidad

Uno de los primeros autores que ha introducido explícitamente el concepto de *credibilidad imperfecta*, considerando el riesgo de una devaluación dentro de las bandas de fluctuación, ha sido Svensson (1991).⁴ En este artículo 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, r_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, $[F_{t\text{máx}}^n, F_{t\text{mín}}^n]$, que vamos a calcular a partir de la siguiente expresión:

$$F_t^n = \left(1 + r_t^{*n}\right) \left[\frac{e_{t+n}^s}{e_t^s} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (2.1)$$

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 , y r_t^{*n} el tipo de interés extranjero efectivo anualizado.⁵

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

$$F_{t\text{mín}}^n = \left(1 + r_t^{*n}\right) \left[\frac{e_{t\text{mín}}^s}{e_t^s} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (2.2.a)$$

$$F_{t\text{máx}}^n = \left(1 + r_t^{*n}\right) \left[\frac{e_{t\text{máx}}^s}{e_t^s} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (2.2.b)$$

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

Si el tipo de interés nacional, r_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.⁶

Svensson (1991) 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

⁴ Es una versión abreviada del artículo publicado, con el mismo título, en *NBER*, w.p. 3394, June, 1990.

⁵ Las variables no están expresadas en términos logarítmicos y la moneda extranjera puede ser una moneda concreta o una cesta de varias monedas.

⁶ 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, pp. 656]

credibilidad en un horizonte temporal de cinco años.⁷ 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 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 Chacón (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. (1998) durante el periodo 19 de junio de 1989 y 8 de mayo de 1997.⁸

En nuestro caso, vamos a utilizar un periodo muestral comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 30 de septiembre de 1998. Hemos representado, en primer lugar [Figura 1], la evolución del tipo de cambio Pta/Marco durante dicho periodo, y su desviación respecto a la paridad central, tanto con una banda de amplitud \forall 6% como de \forall 15%. De esta forma podremos explicar, con más detalle, el comportamiento del tipo de interés interbancario español a tres meses dentro de la banda de rentabilidad, $[F_{tm\acute{a}x}^n, F_{tm\acute{m}n}^n]$, definidas según las expresiones (2.2.a) y (2.2.b). La figura 2 recoge precisamente los resultados del contraste del Test Simple de Credibilidad.

Según dicho contraste, 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, 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 [\forall 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:

$$E_t(e_{t+n}^s) = (e_t^s) \left[\frac{1 + r_t^n}{1 + r_t^{*n}} \right]^{\frac{n}{12}} \quad (2.3)$$

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

⁷ 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.

⁸ 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)]

cambio.⁹ 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*. 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:

$$de_t^n = \left[\frac{E_t(e_{t+n}^s)}{e_t^s} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (2.4)$$

Sustituyendo la expresión de las expectativas del tipo de cambio (2.3) en (2.4) obtenemos la siguiente expresión con la que calcularemos el valor del ratio anualizado de depreciación esperada:

$$de_t^n = \left[\frac{1 + r_t^n}{1 + r_t^{*n}} \right] - 1 \quad (2.5)$$

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, $e_{t\text{máx}}^s$, $e_{t\text{mín}}^s$, respectivamente, de la banda de fluctuación. Y de esta forma, volver a plantear el test simple de credibilidad.

$$de_{t\text{mín}}^n = \left[\frac{e_{t\text{mín}}^s}{e_t^s} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (2.6.a)$$

$$de_{t\text{máx}}^n = \left[\frac{e_{t\text{máx}}^s}{e_t^s} \right]^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (2.6.b)$$

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 Chacón (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. (1998).

Ahora bien, no debe olvidarse que este indicador aporta condiciones suficientes y no necesarias de falta de credibilidad, y en definitiva, deberá complementarse con otros indicadores. En las secciones siguientes vamos a desarrollar otros métodos alternativos que han sido aplicados, junto con el contraste simple de credibilidad.

⁹ 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.

3 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, $E_t(do_t/dt)$, 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 $s_t = e_t - o_t$, podemos expresar la variación esperada del tipo de cambio a través de la siguiente ecuación:

$$E_t(de_t/dt) = E_t(do_t/dt) + E_t(ds_t/dt) \quad (3.1)$$

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, λ_t , se iguala a la variación esperada del tipo de cambio, $E_t(de_t/dt)$, que ahora sigue la expresión (3.1).

$$I_t = (r_t - r_t^*) = E_t(de_t/dt) = E_t(do_t/dt) + E_t(ds_t/dt) \quad (3.2)$$

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

$$E_t(do_t/dt) = I_t - E_t(ds_t/dt) \quad (3.3)$$

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:

$$E_t(ds_t/dt) = (1 - k_{t+n}) E_t[(ds_t/no\ reajuste)/dt] + k_{t+n} E_t[(ds_t/reajuste)/dt] \quad (3.4)$$

Sustituyendo la expresión (3.4) en la ecuación (3.3) obtengo:

$$\begin{aligned} E_t(do_t/dt) + k_{t+n} \{E_t[(ds_t/reajuste)/dt] - E_t[(ds_t/no\ reajuste)/dt]\} = \\ = I_t - E_t[(ds_t/no\ reajuste)/dt] \end{aligned} \quad (3.5)$$

donde el lado izquierdo de la ecuación (3.5) 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.¹⁰

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 Credibilidad*” sugerido por Svensson (1991); 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/Marco. El trabajo de Torres Chacón (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”.¹¹ El trabajo de Ledesma et al (1998) 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.

Nosotros también aplicaremos en la estimación el modelo de regresión lineal que incluye los tipos de interés nacional y extranjero como variables explicativas. La expresión del modelo de regresión lineal que vamos a estimar es la siguiente:¹²

$$E_t \left(ds_t / dt \right) = \sum_{j=1}^m g_{0j} d_j + g_1 s_t + g_2 r_t + g_3 r_t^* + m_{t+60} \quad (3.6)$$

donde s_t recoge las desviaciones logarítmicas del tipo de cambio de la paridad central, r_t el tipo de interés nacional interbancario a tres meses, r_t^* el tipo de interés extranjero interbancario a tres meses, y donde d_j representa las variables *dummy* [ficticias] aditivas que hemos incluido para recoger el efecto de la tormenta monetaria de otoño de 1992 y que, como en Ledesma et al (1998), las tres observaciones anteriores a la devaluación del 17 de septiembre de 1992 [Observaciones 794, 795 y 796]. Los resultados de la estimación se recogen en la tabla 1.¹³

Hemos realizado la estimación de la ecuación (3.6) tomando la totalidad del periodo [19 de junio de 1989 a 30 de septiembre de 1998], y a su vez, en las dos submuestras que obtenemos como consecuencia de haberse modificado la amplitud de la banda de oscilación de $\forall 6\%$ a $\forall 15\%$. El método utilizado es el de mínimos cuadrados ordinarios [OLS], y hemos computado los errores estándar usando el estimador de la matriz de covarianzas de Newey-West.

Los valores estimados de los parámetros son significativamente diferentes de cero, excepto una de las variables *dummy* en la primera submuestra. Debemos llamar la atención

¹⁰ 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.

¹¹ 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.

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

¹³ Es probable que la perturbación μ_{t+n} sea heterocedástica y existan problemas de solapamiento de observaciones. Por esta razón, utilizamos la estimación de Newey-West. [Vid Hansen y Hodrick (1980) y Hodrick (1987)]

sobre el hecho de haber estimado la ecuación (3.6) sin excluir los valores anteriores a cada realineamiento; ya que no vamos a obtener la tasa esperada de devaluación, sino la tasa esperada de realineamiento de la paridad central.¹⁴ Aunque 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, tanto en la totalidad del periodo, como en las dos submuestras definidas. Las figuras 5,6 y 7 recogen dichos intervalos cuyos márgenes se han calculado aplicando $\forall 1.65 \sigma_{\mu}$.

Tabla 1: Parámetros estimados de la ecuación de la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio peseta/marco dentro de la banda.

Variables Explicativas	Mod _{Total}	Mod ₁	Mod ₂
Constante	-5.426*** (-4.36)	-67.762*** (-5.641)	10.988*** (10.966)
d ₇₉₄	9.320*** (8.297)	2.615* (1.683)	
d ₇₉₅	17.605*** (10.570)	6.340*** (2.816)	
d ₇₉₆	13.385*** (9.210)	2.440 (1.219)	
s _t	-1.348*** (-5.961)	-2.755*** (-10.001)	-2.026*** (-23.049)
r _t	-1.624*** (-6.160)	-3.447*** (-8.307)	-1.710*** (-13.268)
r _t [*]	1.776*** (4.366)	-2.858*** (-2.730)	6.008*** (23.105)
R ²	0.245	0.447	0.391
SE	8.143	8.130	6.051

Nota: El modelo Mod_{Total} corresponde a la totalidad de la muestra; el Mod₁ al periodo en el que la banda de fluctuación tuvo una anchura de $\pm 6\%$, y el Mod₂ al periodo en el que la banda de fluctuación fue de $\pm 15\%$. El valor que está representando entre paréntesis es el estadístico t. Los superíndices * y *** indican que el valor correspondiente es estadísticamente significativo a un nivel del 10 ó 1 por ciento respectivamente. El error estándar de la regresión se recoge en SE y la bondad del ajuste a través del R².

Los resultados son similares, tanto si observa la figura que recoge todo el periodo como las submuestras. Se produce un empeoramiento de la credibilidad a finales de 1989 y principios de 1990 [hacia el valor 150 de las figuras 5 ó 6], 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 [hacia el valor 370]. 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 [valor 953]. El pico siguiente coincide con la ampliación de las bandas de oscilación a $\pm 15\%$, y el último con la devaluación de marzo de 1995 [valor 1397]. Se constata a partir, sobre todo de mediados 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

¹⁴ Característica que también se resalta en Ledesma et al (1998).

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 empíricamente las expectativas de devaluación, es más preciso a la hora de realizar predicciones sobre el grado de credibilidad de la zona que el “*Test Simple de Credibilidad*” sugerido por Svensson (1991), ya que no sólo nos permite realizar afirmaciones sobre falta de credibilidad, sino también sobre mejora o empeoramiento de dicha credibilidad.

4 Otros Desarrollos

Desde la publicación del artículo de Bertola y Svensson (1993) se han desarrollado nuevos y recientes métodos para extraer información sobre las expectativas del mercado. Podemos destacar los trabajos de Mizrach (1995), Gómez Puig y Montalvo (1997), Söderlind y Svensson (1997) ó Bekaert y Gray (1998), entre otros, que desarrollan modelos de bandas de fluctuación con riesgo de devaluación estocástico. Se distingue entre tamaño y probabilidad de un salto, que podrá existir, ser constante o variable en el tiempo.¹⁵ Se estimarán dichos casos para los países del SME. En concreto, Bekaert y Gray (1998) modelizan los saltos del tipo de cambio distinguiendo, tanto los debidos a realineamientos, como los producidos por movimientos del tipo de cambio dentro de la banda. La razón aducida para tal distinción es, que la evidencia empírica existente muestra que muchos de los saltos producidos dentro de la banda son de la misma magnitud que los realineamientos, y por tanto, deben parametrizarse del mismo modo. En contra del resultado de credibilidad de la banda, en el SME, durante el periodo 1987-1991, apuntado por algunos autores como Ball y Roma (1994), Bekaert y Gray (1998) detectan evidencia de alta probabilidad de realineamiento durante dicho periodo; probabilidad que es relativamente elevada en los periodos próximos a la existencia de realineamientos, pero que no se incrementa sustancialmente en los periodos inmediatamente anteriores a las crisis de las monedas.

Se han empleado también, otros procedimientos para estimar la probabilidad de realineamiento, utilizando un conjunto de variables incluidas en los fundamentos. Destaca el trabajo de Weber (1991), que aplica un enfoque bayesiano con filtro de Kalman multiproceso,¹⁶ o los trabajos de Edin y Vredin (1993), de Gutiérrez (1994) o de Ayuso y Pérez Jurado (1997), que estiman un modelo de elección discreta utilizando una función de distribución normal,¹⁷ y por tanto, un modelo probit. Si la función de distribución empleada es una logística, entonces el modelo aplicado será un logit. Este último tipo de distribuciones ha sido empleado por Ledesma et al. (1998) para estimar la probabilidad de realineamiento. En nuestro caso, vamos a estimar también un modelo de elección discreta utilizando una función de distribución logística. La justificación es únicamente práctica, es decir, por sencillez de cálculo; ya que, como argumenta Greene (1998) [pp. 753], desde un punto de vista teórico, resulta difícil justificar la elección entre un modelo probit o logit.

La variable dependiente, j_t , va a tomar un valor 0 cuando no exista credibilidad, y un valor $j_t = 1$ cuando exista credibilidad. Falta decidir la medida que vamos a utilizar para

¹⁵ En estos desarrollos recientes se habla de la posibilidad de saltos del tipo de cambio y no únicamente de realineamientos, con lo que se enfatiza la importancia de permitir saltos del tipo de cambio dentro de la banda, además de la posibilidad de salto debida a la existencia de un realineamiento.

¹⁶ Vid. Ledesma et al (1998) aplicado al caso español.

¹⁷ 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.

poder saber cuándo la variable dependiente toma el valor 0 ó 1. Vamos a obtener dicha información del test simple de credibilidad.

No vamos a emplear una variable explicativa concreta, y como en Ledesma et al. (1998), utilizaremos cuatro variables alternativas, que son las siguientes: el tipo de cambio, la distancia entre el tipo de cambio y el márgen superior de la banda, la distancia entre el tipo de cambio y su paridad central, y el diferencial de tipos de interés.

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

$$Prob(j_t = 1) = F(\mathbf{k}, \mathbf{g}) = \frac{\exp[\mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 \mathbf{k}_t]}{1 + \exp[\mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 \mathbf{k}_t]} \quad (4.1)$$

donde la $Prob(j_t = 0) = 1 - Prob(j_t = 1)$, y donde κ_t representa la variable explicativa que emplearemos en cada una de las cuatro posibilidades que hemos definido.

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:

$$\ln L = \sum_{t=1}^n j_t \ln F(\mathbf{k}, \mathbf{g}) + \sum_{t=1}^n (1 - j_t) \ln [1 - F(\mathbf{k}, \mathbf{g})] \quad (4.2)$$

Vamos a presentar los resultados de las estimaciones utilizando, tanto la totalidad de la muestra [Datos diarios desde el 19 de junio de 1989 hasta el 30 de septiembre de 1998], como las dos submuestras [19-01-89 al 31-07-93, y 2-08-93 al 30-09-98], y como apuntábamos antes empleando, para definir j_t , los resultados del test simple de credibilidad.

Tabla 2: Parámetros estimados de la ecuación logit a partir del test simple de Svensson.

Muestra	e_t	$(e_{\max} - e_t)$	$(e_t - o_t)$	$(r_t - r_t^*)$
$(\gamma_0)_{\text{Total}}$	-6.548*** (-4.84)	-1.280*** (-11.471)	0.010 (0.245)	11.083*** (18.401)
$(\gamma_1)_{\text{Total}}$	1.519*** (4.854)	0.147*** (12.001)	-0.031*** (-1.782)	-3.037*** (-17.373)
$(\gamma_0)_a$	39.393*** (5.659)	-4.421*** (-11.661)	-1.821*** (-13.147)	12.626*** (17.832)
$(\gamma_1)_a$	-9.561*** (-5.713)	0.682*** (10.519)	-0.745*** (-10.678)	-2.973*** (-17.500)
$(\gamma_0)_b$	-5.426*** (-4.36)	-1.348*** (-5.961)	-2.755*** (-10.001)	13.912*** (16.257)
$(\gamma_1)_b$	-5.426*** (-4.36)	-1.624*** (-6.160)	-3.447*** (-8.307)	-4.231*** (-16.583)

Nota: Los subíndices Total, a y b en los parámetros estimados corresponden, respectivamente, al total de la muestra, al periodo en el que la banda de fluctuación tuvo una anchura de $\pm 6\%$, y al periodo en el que la banda de fluctuación fue de $\pm 15\%$. 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 por ciento.

Aplicando los resultados de este contraste, la variable j_t tomará un valor 0 cuando el tipo de interés nacional se sitúe fuera de las bandas de rentabilidad, indicando una falta de credibilidad de la banda de fluctuación, y valdrá 1 cuando r_t esté dentro de las bandas de rentabilidad. La estimación de los coeficientes γ_0 y γ_1 se presenta en la tabla 2, empleando las cuatro variables explicativas alternativas [e_t , $(e_{\max} - e_t)$, $(e_t - o_t)$, $(r_t - r_t^*)$] y los periodos muestrales mencionados. Todos los parámetros estimados son significativamente diferentes de cero, a un nivel del uno por ciento.

Como apuntamos anteriormente, este contraste es condición suficiente pero no necesaria de credibilidad, y por tanto, determinaremos periodos de falta de credibilidad cuando el tipo de interés nacional se sitúe fuera de la banda de rentabilidad. No obstante, la situación del tipo de interés nacional dentro de las bandas de rentabilidad no garantiza que la banda de fluctuación sea creíble, ya que dentro de ésta se pueden estar dando probabilidades de realineamiento distintas de cero. Luego, tomaremos esta medida teniendo en cuenta sus restricciones, y al interpretar los resultados, hablaremos del inverso de la probabilidad de realineamiento como una medida relativa del grado de credibilidad de la banda.

Las figuras 8 a 11 recogen el inverso de la probabilidad estimada de realineamiento de la banda de fluctuación, utilizando, para la totalidad de la muestra, la variable explicativa en sus diferentes alternativas. La representación gráfica para las dos submuestras está recogida en el Anexo de este trabajo y comprende las figuras 12 a 15 para la primera submuestra, y 16 a 19 para la segunda.

La evolución de las estimaciones es muy similar, tanto en la totalidad de la muestra, como cuando se consideran cada subperiodo, excepto el caso en el que la variable explicativa es el tipo de cambio.

No estamos de acuerdo con Ledesma et al (1998) en descartar la distancia al márgen superior de la banda y la distancia a la paridad central como buenas variables explicativas. Más bien lo contrario, ya que, tanto en la muestra total como en los subperiodos, las variables que mejor describen el comportamiento del inverso de la probabilidad de realineamiento son la distancia a la paridad central, y la distancia al márgen superior de la banda. Nuestros resultados apuntan al tipo de cambio como la variable que, posiblemente, debemos descartar como explicativa, al menos cuando empleamos la totalidad de la muestra; ya que no parece muy coherente que la probabilidad estimada de realineamiento aumente en los días inmediatamente anteriores a las devaluaciones o a la ampliación de la banda de oscilación.

El caso del diferencial de tipos de interés es diferente al tener una relación extremadamente directa con la medida empleada por el test simple de credibilidad, tanto para calcular las bandas de rentabilidad, como para sacar conclusiones sobre la falta de credibilidad de la banda de oscilación. Esta es la razón que explica el comportamiento, mucho más sensible e irregular, del inverso de la probabilidad de realineamiento cuando se utiliza esta variable explicativa.

Por tanto, las evoluciones más coherentes, con los acontecimientos constatados de devaluaciones y ampliación de la banda, son las estimaciones que utilizan como variable explicativa la distancia a la paridad central de la banda y la distancia al márgen superior de dicha banda. El primer descenso del inverso de probabilidad de realineamiento se produce a principios de 1990, momento en el que la lira pasa a la banda estrecha de fluctuación, vuelva a descender ligeramente en la segunda mitad del año 90, con la incorporación de la libra esterlina al MCI del SME. El siguiente descenso más importante es el que se corresponde con la tormenta monetaria de otoño de 1992, y el posterior con la devaluación de marzo de 1993. La ampliación de las bandas de oscilación reduce de nuevo la probabilidad, y el último pico de la estimación se corresponde con la devaluación de mayo de 1995. A partir de mediados de 1996, se observa un periodo de relativa estabilidad con un valor relativamente elevado del inverso de la probabilidad estimada de realineamiento.

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 en el periodo comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 30 de septiembre de 1998. Los resultados obtenidos son los siguientes:

- La banda de fluctuación no es creíble en los periodos inmediatamente anteriores y posteriores a cada devaluación ni cuando se produce la ampliación de la banda el 2 de agosto de 1993.
- La banda tampoco es creíble en el periodo comprendido desde que España se incorpora al MCI del SME hasta principios de 1991, en donde se produce una situación paradójica: la peseta se sitúa como moneda fuerte del sistema [fuertemente apreciada] a pesar de ser una economía con altas tasas de inflación y déficit corrientes elevados, respecto a otros países del sistema. Situación paradójica que se sigue produciendo hasta mayo de 1992. Sin embargo, aplicando el test simple de credibilidad no podemos saber si existía credibilidad, porque el tipo de interés se sitúa dentro de la banda de rentabilidad definida. No obstante, aplicando el método de la deriva sí podemos constatar cierta disminución de la credibilidad durante el primer cuatrimestre de 1991 y a principios de 1992. El primer periodo se caracteriza por un debilitamiento del marco producido, tanto por el fortalecimiento del dólar, como por la aparición de algún efecto negativo de la unificación alemana; y el segundo, por una subida de los tipos de interés alemanes, seguida del resto de los países, excepto Reino Unido, cuya moneda se debilitó hasta el punto de llegar casi a su límite de máxima depreciación respecto a la peseta; lo que generó tensiones entre libra esterlina y la peseta.
- Se constata a partir, sobre todo de mediados de 1996, mayor grado de estabilidad, que en el caso de España, se corresponde con un periodo de mayor 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.

Además de los dos métodos mencionados, se han desarrollado posteriormente otras técnicas de análisis que, no sólo tienen en cuenta el riesgo de realineamiento, sino que consideran también la variación del tipo de cambio dentro de la banda; ya que pueden existir saltos del tipo de cambio dentro de la banda de igual o superior magnitud a un reajuste, y sin embargo, no producirse un realineamiento. Por tanto, habrá que distinguir entre tamaño y probabilidad de realineamiento. Algunos estudios han calculado la distribución condicionada de las variaciones del tipo de cambio, detectando no linealidades y saltos dentro de la banda. Nosotros hemos calculado el inverso de la probabilidad de

realineamiento estimando un modelo logit de elección discreta que emplea un conjunto de variables explicativas incluidas en los fundamentos. Los resultados son los siguientes:

- Las variables que posiblemente explicar mejor la evolución del inverso de la probabilidad de realineamiento son la distancia del tipo de cambio a su margen superior y la distancia del tipo de cambio a su paridad central, tanto si se estudia la totalidad de la muestra como por submuestras.
- El diferencial de tipos de interés presenta una trayectoria eminentemente sensible e irregular; sensibilidad que posiblemente se deba a la relación directa entre la variable dependiente y la explicativa.
- El tipo de cambio se presenta como una de las variables que peor explica la evolución del inverso de la probabilidad de realineamiento, ya que detecta un aumento de dicha probabilidad los días inmediatamente anteriores a las devaluaciones. Resultado que se contradice por tanto, con el resto de medidas y procedimientos utilizados.

6 Referencias

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.

Ayuso, J. y M. Pérez Jurado (1997), “Devaluations and Depreciation Expectations in the EMS”, *Applied Economics*, 29, 4, April: 471-484.

Ball, C. y A. Roma (1994), “Target Zone Modelling and Estimation for European Monetary System Exchange Rates”, *Journal of Empirical Finance*, 1: 385-420.

Bekaert, G. y S.F. Gray (1998), “Target Zones and Exchange Rates: an Empirical Investigation”, *Journal of International Economics*, 45, 1, June: 1-35.

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.

Edin, P. y A. Vredin (1993), “Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries”, *The Economic Journal*, 103: 161-175.

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.
- Giavazzi, F. y M. Pagano (1988), "The Advantage of Tying One's Hands", *European Economic Review*, 32: 1055-1082.
- Gómez Puig, M. y J.G. Montalvo (1997), "A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS", *European Economic Review*, 41, 8, August: 1511-1535.
- Greene, W.H. (1998), "Análisis Econométrico", 3ª ed., 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: 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 (1998), "Una Aproximación a la Credibilidad en el Sistema Monetario Europeo", *Documento de Trabajo* 97/98-09, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Laguna, Abril.
- 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.
- Lindberg, H. y P. Söderlind (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.
- Lindberg, H., L.E.O. Svensson y P. Söderlind (1993), "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92", *The Economic Journal*, 103, 420, September: 1170-1179.
- Mizrach, B. (1995), "Target Zone Models with Stochastic Realalignments: an Econometric Evaluation", *Journal of International Money and Finance*, 14, 5, October: 641-657.
- 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.
- Rose, A.K. y L.E.O. Svensson (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.
- Serrat, A. (1995), "Exchange Rate Dynamics in a Multilateral Target Zone", *Graduate School of Business, w.p.*, University of Chicago.
- Söderlind, P. y L.E.O. Svensson (1997), "New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments", *Journal of Monetary Economics*, 40, 2, November: 383-430.
- Svensson, L.E.O. (1991), "The Simple Test of Target Zone Credibility", *IMF, Staff Papers*, 38, 3: 655-665.
- Svensson, L.E.O. (1992.a), "The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk", *Journal of International Economics*, 33, August: 21-40.
- Svensson, L.E.O. (1992.b), "An Interpretation of Research on Exchange Rate Target Zones", *Journal of Economic Perspectives*, 6, 4, Fall: 119-144.
- Svensson, L.E.O. (1993), "Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMS 1979-1992", *European Economic Review*, 37, 4, May: 763-793.
- Torres Chacón, 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. (1991), "Stochastic Process Switching and Intervention in Exchange Rate Target Zones: Empirical Evidence from the EMS", *CEPR, Discussion Papers Series*, 554.
- 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.

7 Figuras:

Figura 1: Evolución del tipo de cambio peseta/marco

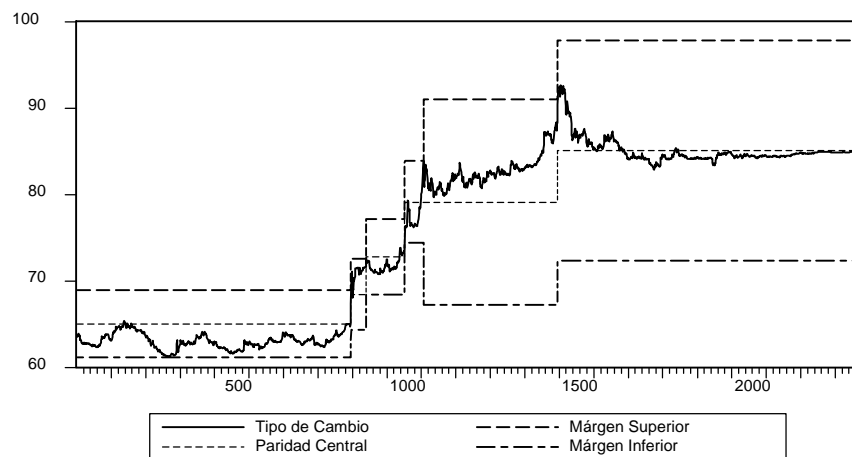


Figura 2: Test simple de credibilidad [Banda de rentabilidad efectiva]

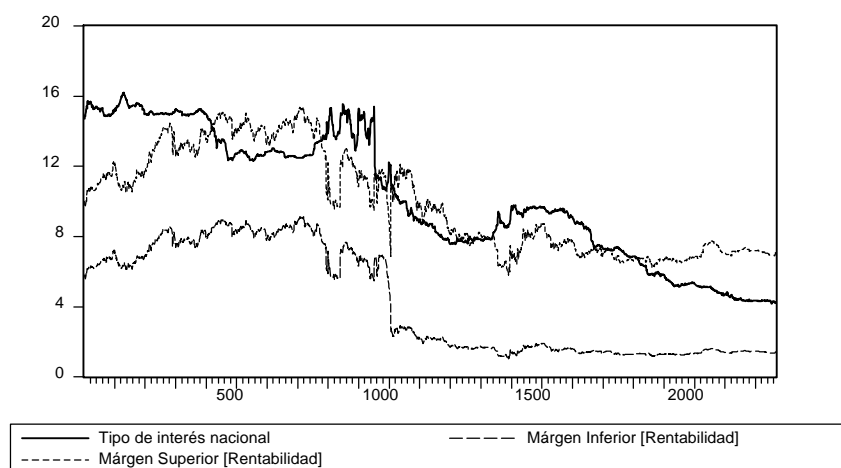


Figura 3: Test simple de credibilidad [Expectativas del tipo de cambio]

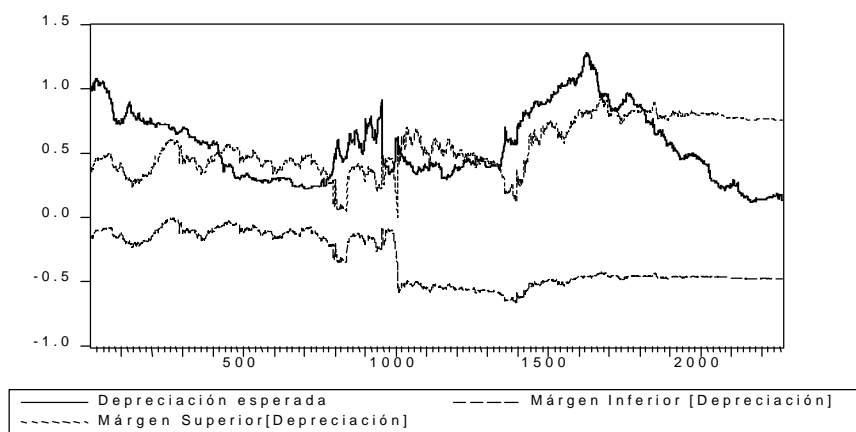


Figura 4: Test simple de credibilidad [Ratio de depreciación esperada]

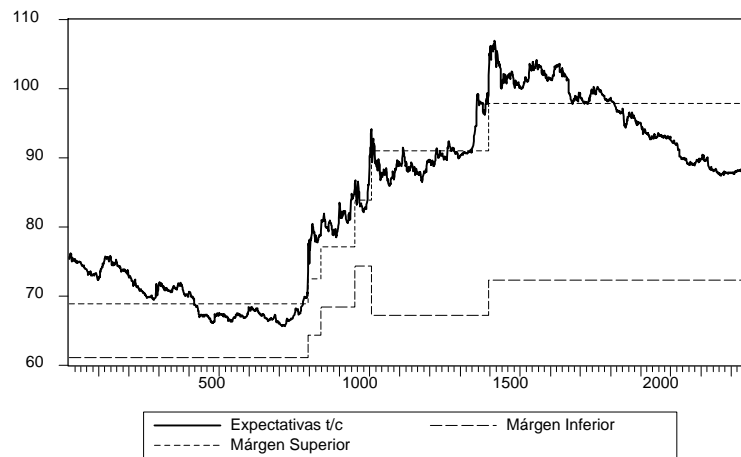


Figura 5: Método de ajuste de la deriva. Periodo: 19-06-89 al 30-09-98

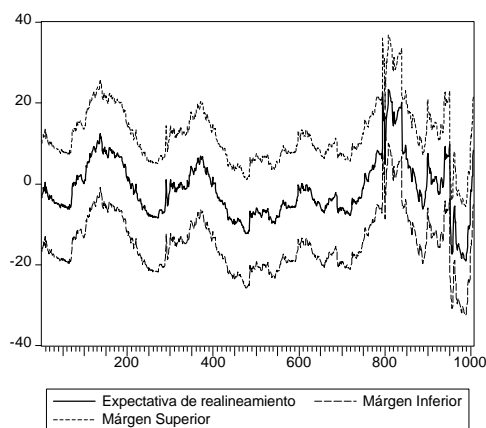
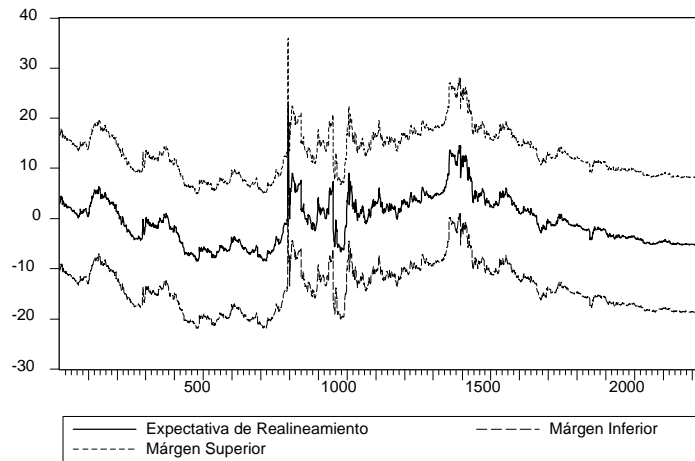


Figura 6: Método de ajuste de la deriva
[Periodo: 19-06-89 al 31-07-93]

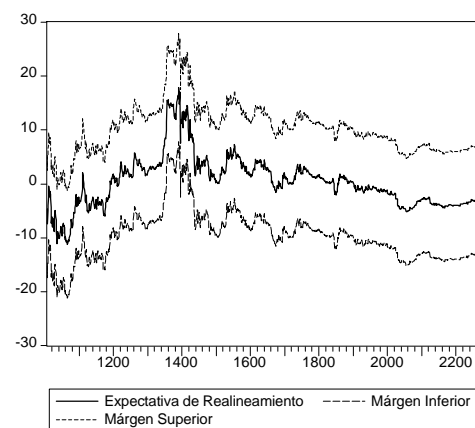


Figura 7: Método de ajuste de la deriva
[Periodo: 02-08-93 al 30-09-98]

Figura 8: Inverso de la probabilidad de realineamiento
[Periodo: 19-06-89 al 30-09-98]

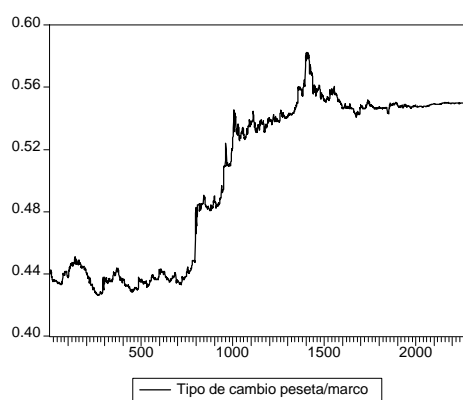


Figura 9: Inverso de la probabilidad de realineamiento
[Periodo: 19-06-89 al 30-09-98]



Figura 10: Inverso de la probabilidad de realineamiento
[Periodo: 19-06-89 al 30-09-98]

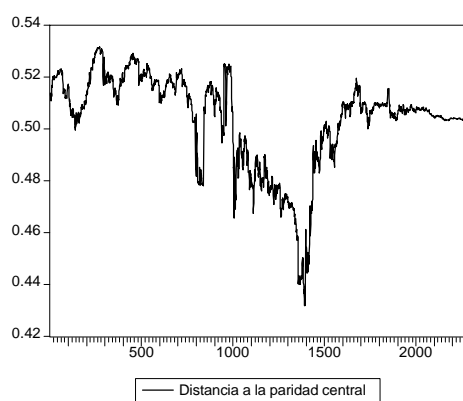
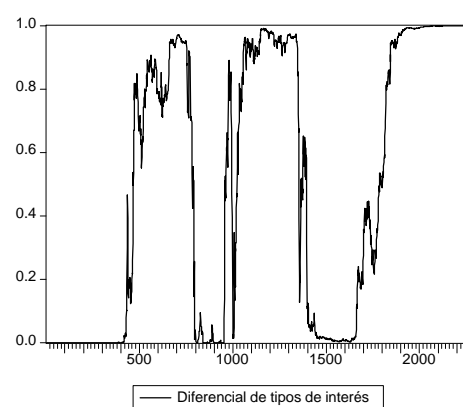


Figura 11: Inverso de la probabilidad de realineamiento
[Periodo: 19-06-89 al 30-09-98]



8 Anexo: Inverso de la probabilidad de realineamiento de la banda

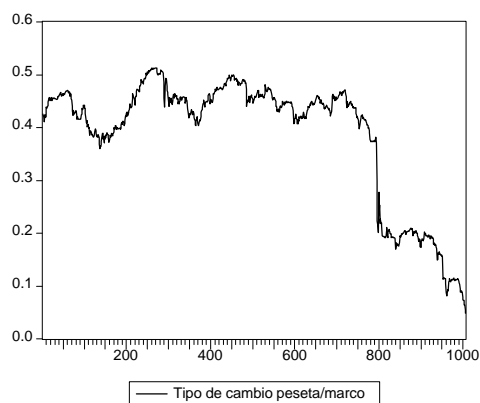


Figura 12: [19-06-89 al 31-07-93]

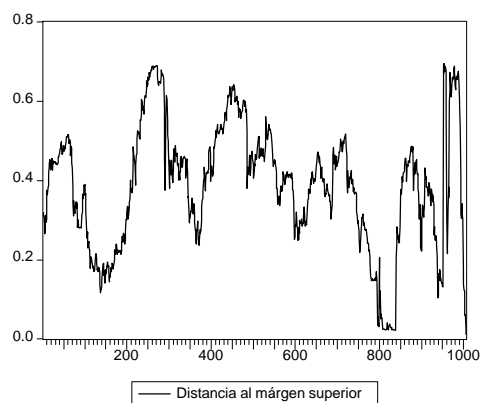


Figura 13: [19-06-89 al 31-07-93]

Figura 14: [19-06-89 al 31-07-93]

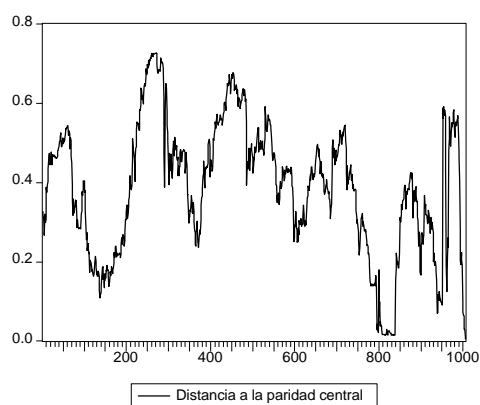


Figura 15: [19-06-89 al 31-07-93]

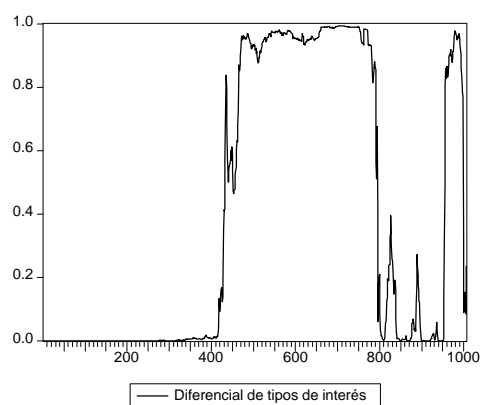


Figura 16: [02-08-93 al 30-09-98]

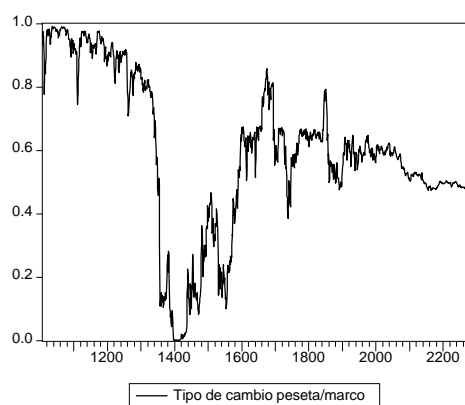


Figura 17: [02-08-93 al 30-09-98]



Figura 18: [02-08-93 al 30-09-98]

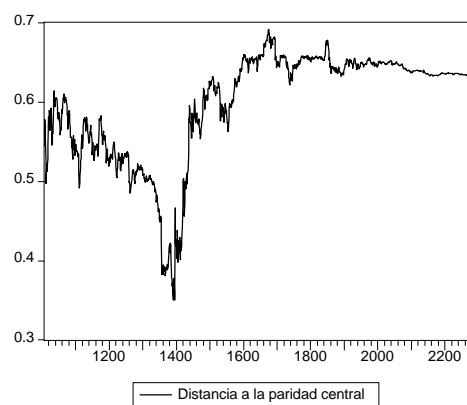


Figura 19: [02-08-93 al 30-09-98]

