

Crisis y credibilidad en una zona monetaria: una aplicación al caso español¹

M.ª Isabel Campos López
M.ª Araceli Rodríguez López

Universidad de Valladolid

Resumen. La década de los años noventa fue un período de intensas turbulencias monetarias que afectaron tanto a monedas de países desarrollados como a otras de países en vías de desarrollo. En ocasiones, las crisis monetarias se saldaron con devaluaciones y en otras con importantes depreciaciones del tipo de cambio.

En este trabajo nos centramos en el estudio de la inestabilidad cambiaria en Europa y, particularmente, la que afectó a la peseta durante el período en el que perteneció a la disciplina del Sistema Monetario Europeo.

Empleamos un modelo binario de elección discreta, *logit*, para estimar la probabilidad de reajuste de la moneda española, donde se obtiene la variable dependiente a partir de la aplicación de un modelo de Markov con saltos de régimen sobre el diferencial diario de tipos de interés entre España y Alemania. La metodología empleada se muestra adecuada para describir e incluso ayudar a prevenir algunas de las perturbaciones.

Palabras clave. Zonas monetarias, modelos de Markov-Switching, crisis monetarias, probabilidad de reajuste.

Clasificación JEL. F3.

Abstract. The 90's could be characterized as a time in which both developed and emerging countries suffered important episodes of exchange rate instability; some of these periods have resulted in exchange rate devaluations and others, in important exchange rate depreciations. We are interested in explaining such moments of turbulence in order to avoid, or even forecast, future crises.

This paper focuses on the study of the different moments of speculative pressure in Europe and particularly on the Spanish peseta during the target zone period. We use a binary dependent variable model (*logit* method) to estimate the readjustment probability in a target zone. Our dependent variable is calculated from a Markov-Switching model on the Spanish-German interest rate differential. We show that this methodology is appropriate.

Key words. Target zones, Markov-Switching models, currency crises, readjustment probability.

JEL classification. F3.

1. Introducción

La década de los 90 se caracterizó por ser un período intenso de acontecimientos respecto al sistema financiero internacional. Tanto las economías desarrolladas como las emergentes sufrieron importantes episodios de inestabilidad cambiaria que, en unos casos,

¹ Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias realizados por el profesor Zenón Jiménez-Ridruejo y la ayuda prestada en las estimaciones por los profesores Martín Sola y Haris Psaradakis. Agradecemos igualmente las aportaciones realizadas por los evaluadores anónimos que, sin duda, han enriquecido este trabajo.

se saldaron con reajustes de los tipos de cambio y, en otros, se tradujeron en momentos de alta volatilidad. En ambos casos, las autoridades monetarias tuvieron que intervenir ante los masivos ataques especulativos provocando importantes pérdidas de reservas centrales y/o elevados incrementos de los tipos de interés. Estos períodos promovieron un buen número de propuestas encaminadas a sugerir posibles reformas del sistema financiero internacional, con el fin de reducir la probabilidad de nuevos episodios de crisis o de estar mejor preparados para hacerlos frente. Es muy amplia la literatura que intenta conocer y explicar estas situaciones de turbulencias para poder prevenir e incluso predecir episodios futuros de crisis en los mercados financieros.

En este trabajo se estudian los momentos de elevadas presiones especulativas en el caso europeo, y en concreto las turbulencias que afectaron a la peseta española durante el período en el que estuvo sometida a las bandas de fluctuación del mecanismo de cambios e intervención del Sistema Monetario Europeo (SME). La existencia de la banda de oscilación nos obliga a tener en cuenta la influencia de dicho aspecto sobre la evolución del tipo de cambio. La literatura denominada de *Target Zone*, cuyo trabajo inicial más conocido es el de Krugman (1991), modeliza el comportamiento del tipo de cambio dentro de una banda de fluctuación. Uno de los aspectos más estudiados por dicha literatura ha sido la evaluación del grado de credibilidad de las bandas² y se han empleado diferentes metodologías tratando de estimar las expectativas de reajuste del tipo de cambio. Los primeros desarrollos realizados por esta literatura pueden ser encuadrados en lo que vamos a denominar «contrastes clásicos de credibilidad», que básicamente engloban el denominado «*test simple de credibilidad*» o «*test simple de Svensson*»³ y el «*drift-adjustment meted*» o «*método de ajuste de la deriva*»⁴.

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), o Bekaert y Gray (1998) y Campos y Jiménez-Ridruejo (2003) entre otros, que desarrollan modelos de bandas de fluctuación con riesgo de devaluación estocástico. En todos ellos se distingue entre el tamaño y la probabilidad de un salto, que podrá existir, ser constante o variable en el tiempo⁵. Ésta es una de las cuestiones más relevantes que trataremos en este trabajo.

Se han empleado también otros procedimientos, que podemos caracterizar como no estructurales, para estimar la probabilidad de realineamiento, y que han utilizado un con-

² Véase la revisión de la literatura realizada por Gámez y Torres (1996), Ledesma *et al.* (2003, 2004) o Campos y Ridruejo (2003).

³ Svensson (1991) es una versión abreviada del artículo publicado, con el mismo título, en NBER, w. p., 3394, Junio, 1990.

⁴ En Svensson (1992) y Bertola y Svensson (1993), se evalúan explícitamente las expectativas de realineamiento introduciendo, en el modelo básico de bandas de fluctuación [Krugman, 1991], el *riesgo de realineamiento estocástico en tiempo continuo*.

⁵ 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.

junto de variables incluidas en los fundamentos. Destaca el trabajo de Weber (1991), que aplica un enfoque bayesiano con filtro de Kalman multiproceso⁶, 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 normal⁷ 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, para el caso español, por Ledesma *et al.* (1999) y por Campos (2002) y Campos y Rodríguez (2004), incluyendo el caso francés.

En este trabajo pretendemos estudiar la probabilidad de reajuste de la moneda española durante el período de bandas. Sin embargo, no sólo debemos tener en cuenta la influencia de la banda en la evolución del tipo de cambio, sino también los episodios de turbulencias sufridos por dicha moneda a lo largo del período de estudio. Este último aspecto exige la consideración de las aportaciones realizadas al respecto por la literatura conocida como *currency crises*. La mayoría de los estudios empíricos no estructurales realizados por dicha literatura ha empleado básicamente dos tipos de análisis. El primero hace referencia a la utilización de test no paramétricos, como hacen, entre otros, Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994)⁸, Tornell y Velasco (1996) o Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998), y a los que se elaboran índices de presión especulativa asociados al comportamiento de ciertas variables, tanto monetarias como reales⁹. El otro tipo de análisis no estructural empleado por esta literatura elabora modelos de elección discreta binaria, tanto *probit* como *logit*, como metodología predominante. Destacan los trabajos de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996), Frankel y Rose (1996) o Kruger, Osakwe y Page (1998) y Rodríguez (2005), que aplican dicha metodología buscando la caracterización de los ataques especulativos experimentados, por algunas monedas. En el primer caso se utilizan datos de 20 países industrializados, en el segundo y tercero, de países en vías de desarrollo, y en el más reciente, se utilizan datos de las crisis de la peseta en el período entre bandas, como en este trabajo¹⁰. La elección de las variables explicativas se realiza en unos casos probando la existencia de lo que se conoce en la literatura de crisis monetarias como «efectos de contagio», y en otros, estudiando la estrecha asociación entre la evolución de algunas variables reales y/o monetarias en los episodios de crisis.

En este trabajo se emplea también un modelo de elección discreta utilizando una función de distribución logística que se va a aplicar al tipo de cambio bilateral peseta/marco,

⁶ Véase Alberola *et al.* (1994) y Ledesma *et al.* (1999), aplicado al caso español.

⁷ 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.

⁸ Utilizan el *test* de Kolmogorov-Smirnov para la igualdad de las funciones de distribución y el *test* de Kruskal-Wallis para la igualdad de poblaciones. Utilizan también la *t* de Student para la igualdad de primeros momentos.

⁹ Eichengreen *et al.* (1994) comparan, por ejemplo, el comportamiento de las siguientes variables: tipo de interés a corto plazo, déficit público, tipo de cambio efectivo real, ratio de exportaciones-importaciones, crédito doméstico, inflación, crecimiento de la cantidad de dinero y de las reservas. Kaminsky *et al.* (1998) añaden también la producción y las desviaciones de la PPP.

¹⁰ Rodríguez (2002) aplica el modelo de Markov con saltos de régimen y probabilidades de transición variables entre los Estados con ciertos fundamentos de la economía, reales y monetarios.

durante el período comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 30 de diciembre de 1998. En la sección 2 desarrollamos este modelo y caracterizamos y especificamos los datos empleados y la metodología econométrica. La variable dependiente se calcula a partir de un modelo de Markov con saltos de régimen o *Markov-Switching model* (MSM) sobre el diferencial diario de tipos de interés entre España y Alemania. Los resultados de la tercera sección sugieren que la utilización de dicha metodología puede ser adecuada para explicar los episodios de turbulencias monetarias sufridos por la moneda española durante el período en el que estuvo sometida a una banda de oscilación. Finalmente, las conclusiones subrayan la relevancia de los resultados obtenidos.

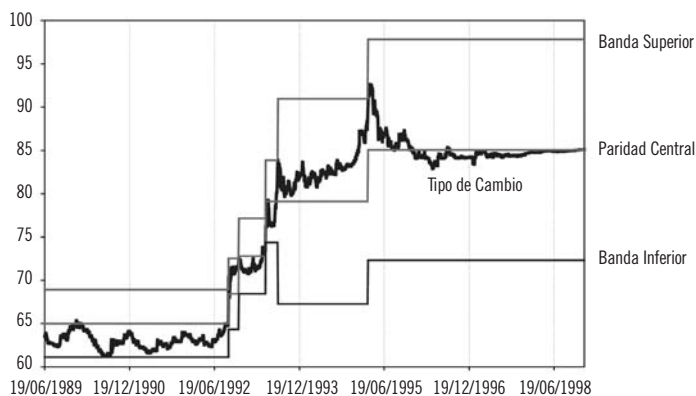
2. Modelo de elección binaria

2.1 Datos y fechas relevantes

Empleamos datos diarios de todas las variables, tipo de cambio peseta española/marco alemán, tipo de cambio peseta española/dólar estadounidense, tipo de interés interbancario a tres meses de España y Alemania y paridad central de la moneda española en las bandas del SME. El período analizado, desde el 19 de junio de 1989 hasta el 30 de diciembre de 1998, tiene un tamaño muestral de 2.326 datos. Hemos tenido en cuenta las cuatro devaluaciones que se produjeron durante este tiempo: el 17 de septiembre de 1992, el 23 de noviembre de 1992, el 14 de mayo de 1993 y el 6 de marzo de 1995, así como la ampliación de las bandas de oscilación el día 2 de agosto de 1993, de una anchura de $\pm 6\%$ a $\pm 15\%$. Las fuentes de las series estadísticas son: el Banco de España, para los tipos de cambio bilaterales 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. (Véase Figura 1)

La **Figura 1** muestra la evolución del tipo de cambio peseta/marco alemán durante el período de estudio. Se representa también la paridad central del tipo de cambio y los márgenes de oscilación tanto con una amplitud de $\pm 6\%$ como de $\pm 15\%$. La mera observación

Figura 1. Evolución del tipo de cambio peseta/marco alemán [19/06/1989-31/12/1998]



de dicha figura nos induce a pensar, *a priori*, en un comportamiento diferente del tipo de cambio, en función de la amplitud de la banda. En el período de banda estrecha, que en el caso de la moneda española fue de $\pm 6\%$, 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 1993¹¹. 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. La magnitud de los ataques especulativos 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 a $\pm 15\%$ para todas las monedas pertenecientes al MCI del SME, excepto el marco alemán y el florín holandés, que mantuvieron la banda del $\pm 2,25\%$.

Después de la ampliación de las bandas, la peseta experimentó una lenta tendencia depreciadora que se intensificó en el año 95. 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 en el 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 portugués 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 banda¹². 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 margen superior de la banda, se pone en marcha un efecto de atracción que hace inmanejable la gestión de la política cambiaria¹³.

¹¹ 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 período, en su margen máximo de apreciación.

¹² Véase *Informe Anual del Banco de España*, 1995, pág. 46.

¹³ La literatura de *Currency Crises* denomina a estos episodios de fuerte especulación como *self-fulfilling attacks* o *self-fulfilling crises*.

Precisamente, la evolución posterior de la peseta avaló este argumento, de forma que los propios mercados fueron corrigiendo la excesiva depreciación de las fechas anteriores a la devaluación. El período 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 Unión Monetaria Europea, y que se ha advertido sobre todo en los tipos de interés, tanto de corto como de largo plazo¹⁴.

A continuación se presenta el procedimiento *logit* de elección binaria y su adecuación para explicar el comportamiento del tipo de cambio peseta/marco durante el período muestral.

2.2 Especificación econométrica

La utilización de un modelo de elección discreta binaria nos exige especificar en qué momentos la variable dependiente va a tomar el valor 1 ó 0. Denominando j_t a la variable dependiente, esta variable tomará el valor $j_t = 1$ cuando exista falta de credibilidad y, por tanto, una elevada probabilidad de reajuste de la banda [período de tormenta si empleamos la terminología de «currency crises»]. Si $j_t = 0$, estaremos en el período de calma.

La especificación de la función de distribución logística, $F(\chi, \beta)$, que empleamos es la siguiente:

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

donde la $\text{Prob}(j_t = 0) = 1 - \text{Prob}(j_t = 1)$, y χ es el vector que representa cada una de las variables explicativas que utilizaremos en el estudio, siendo β el vector de parámetros.

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

$$\ln L = \sum_{t=1}^n j_t \ln F(\chi, \beta) + \sum_{t=1}^n (1 - j_t) \ln [1 - F(\chi, \beta)] \quad (2)$$

Debemos especificar las variables explicativas que se utilizan en la estimación. Si tenemos en cuenta que se han producido, a lo largo del período de estudio, diferentes episodios de presiones especulativas que generalmente han dado como resultado reajustes del tipo de cambio, deberíamos considerar las variables reales y/o monetarias que generalmente se han empleado en los estudios de «currency crises». Sin embargo, en nuestra elección ha primado el hecho de la pertenencia de la peseta al MCI del SME y, por tanto, la existencia de unos márgenes de oscilación. Por lo que utilizaremos las siguientes variables: el tipo de

¹⁴ Véase la **Figura 7**, incluida en el apéndice, que muestra el diferencial diario de tipos de interés entre España y Alemania.

cambio peseta/marco alemán, e_t , la distancia entre el tipo de cambio y el margen superior de la banda, $(e_{máx} - e_t)$, la distancia entre el tipo de cambio y el margen superior «suave» $(e_{máx}^{soft} - e_t)$ ($\pm 6\%$ en el caso español), la distancia entre el tipo de cambio y su paridad central, $(e_t - c_t)$, y el tipo de cambio peseta/dólar estadounidense, s_t . Podemos justificar la inclusión de s_t teniendo en cuenta las posibles interacciones del dólar y las monedas europeas y la interdependencia de la economía norteamericana y la existencia de mercados financieros cada vez más interdependientes¹⁵. Es probable que lo más llamativo en esta selección, un tanto ecléctica de las variables¹⁶, sea la utilización de la distancia entre el tipo de cambio y el margen superior «suave» $(e_{máx}^{soft} - e_t)$, es decir, la banda del $\pm 6\%$ que tenía la peseta antes del 2 de agosto de 1993. La evidencia empírica muestra que las autoridades monetarias europeas continuaron confinando los tipos de cambio en los límites anteriores a la ampliación de las bandas de fluctuación, excepto, quizá en el corto plazo, en situaciones de fuertes presiones monetarias, de manera que la ampliación no supuso en la realidad relajar el compromiso cambiario de los países pertenecientes al SME.

Se presentan, a continuación, los resultados de las estimaciones calculando, en primer lugar, los valores de la variable dependiente. Posteriormente, estimaremos por máxima verosimilitud la probabilidad de reajuste del tipo de cambio.

2.2.1 Estimación de la variable dependiente

En un trabajo previo de Campos (1999) se aplicaron los contrastes clásicos de credibilidad (*test simple de Svensson y ajuste de la deriva*) al tipo de cambio bilateral de la peseta/marco alemán durante el período comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 30 de septiembre de 1998. Los resultados detectaron una falta de credibilidad de la banda en los períodos anteriores y posteriores a cada devaluación, cuando se modificó la amplitud de la banda, y el momento en el que España se incorporó al Mecanismo de Cambios e Intervención [MCI] del SME hasta finales de febrero del año 1991. Período 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. Dichos contrastes han sido ampliamente criticados por la literatura; el primero, por ser condición necesaria pero no suficiente de credibilidad; y el del ajuste de la deriva, por su carácter no estructural al elegir las variables explicativas para estimar la tasa esperada de depreciación dentro de la banda¹⁷. El trabajo de Campos (2002) intenta superar estas dificultades aplicando un modelo *logit* de elección binaria en el que el método de ajuste de la deriva se utiliza únicamente de forma complementaria en el cálculo de los valores de la variable dependiente. Se comprueba al realizar los contrastes de estabilidad que no se puede rechazar la hipótesis de existencia de

¹⁵ Ilustrado, por ejemplo, por los posibles efectos contagio de la crisis del peso mejicano o las crisis financieras asiáticas a finales de los noventa.

¹⁶ En la especificación de los «fundamentos» es posible considerar diferentes criterios y, al igual que señalan Knot, Sturm y de Haan (1998) y Esteve, Sapena y Tamarit (1999), la selección puede resultar un tanto ecléctica.

¹⁷ El método de ajuste de la deriva estima la tasa esperada de devaluación ajustando el diferencial de tipos de interés por la tendencia de la tasa esperada de depreciación dentro de la banda. Esta última se calcula estimando por OLS un modelo de regresión lineal que normalmente depende de las desviaciones logarítmicas del tipo de cambio de la paridad central, del tipo de interés nacional y del tipo de interés extranjero.

un cambio estructural el 2 de agosto de 1993, fecha en la que se modificó la amplitud de la banda de oscilación de $\pm 6\%$ a $\pm 15\%$, por lo que el estudio se realizó por submuestras. Los resultados obtenidos sugieren la utilización de un modelo *logit* como una buena opción para explicar la probabilidad de reajuste del tipo de cambio bilateral peseta/marco alemán durante el período comprendido entre junio de 1989 y diciembre de 1998. Sin embargo, nos hemos planteado dos limitaciones que posiblemente puedan achacarse a este trabajo precedente. La primera hace referencia al hecho de particionar la muestra, que si bien es cierto que mejora considerablemente las estimaciones de la probabilidad de reajuste, no es menos cierto que podemos estar introduciendo algún sesgo respecto a la probabilidad de salto o de cambio de régimen precisamente en el momento de la ampliación de la banda. La segunda limitación, ya apuntada en el trabajo de Gómez-Puig y Montalvo (1997)¹⁸, está relacionada con el procedimiento de estimación del método de ajuste de la deriva, que descansa en el conocimiento *ex-post* de las fechas en las que se produjeron los realineamientos y, por tanto, conduce a una distribución condicionada diferente a la distribución *ex-ante*. Por estas razones, se hace necesario un procedimiento de estimación que permita una distribución mixta generada por dos posibles situaciones: realineamiento y no realineamiento. En este sentido, es plausible el empleo del modelo de Markov con saltos de régimen propuesto por Hamilton (1989 y 1994)¹⁹. El método es adecuado cuando hay realineamientos o ajustes de paridad y nos permitirá obtener un indicador para calcular los valores de la variable dependiente del modelo *logit*.

A continuación se presentan los resultados de la estimación de la tasa esperada de devaluación a partir de la aplicación de un modelo de Markov con saltos de régimen y probabilidades de transición constantes. La variable que cambia con el estado es el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania que se representa en la **Figura 7** del apéndice. Si esa variable de estado, m_t , es igual a 0, $[m_t = 0]$, la economía está en el estado de calma, mientras que si $m_t = 1$ se trata del estado de crisis. El MSM se incluye en el apéndice de este trabajo.

Los resultados de la estimación se recogen en la **Tabla 1**, donde todos los parámetros estimados son significativos, como indican los errores estándar asintóticos que se muestran entre paréntesis. De esta forma, ya es posible especificar el criterio que se va a utilizar para elegir los valores de la variable dependiente del modelo *logit*. Dicho criterio estará en función del porcentaje de confianza asignado por los agentes económicos a las expectativas de reajuste de la banda. Construimos un intervalo de confianza al 90%, cuyos márgenes se calculan aplicando $\pm 1,65 \sigma_\mu$ y asignamos a la variable dependiente un valor $j_t = 1$ [falta de credibilidad y, por tanto, elevada probabilidad de realineamiento de la banda] cuando, o bien el dato del margen inferior del intervalo de confianza sea positivo, y/o el dato del margen superior sea negativo²⁰. En caso contrario, asignaremos un valor $j_t = 0$ (véase Tabla 1)

¹⁸ Véase Gómez-Puig y Montalvo (1997), págs. 1517-1518.

¹⁹ Los trabajos de Gómez-Puig y Montalvo (1997) y de Psaradakis, Sola y Tronzano (1999) consideran ésta como una opción adecuada para superar los problemas del método de ajuste de la deriva.

²⁰ Al igual que Lindberg, Svensson y Söderlind (1993), pág. 1175, construimos un intervalo de confianza al 90% de la tasa estimada de devaluación.

3. Resultados de la estimación

El propósito de este trabajo es analizar si un modelo binario de elección discreta, *logit*, puede ser un método adecuado para explicar los períodos de calma y turbulencia sufridos por la peseta en el tiempo en el que perteneció a la zona monetaria del SME. Además, pretendemos sugerir algunas variables que ayuden a explicar el comportamiento del tipo de cambio de la moneda española frente al marco alemán.

Estimamos la función de verosimilitud expresada en la ecuación (2) y utilizamos las siguientes variables: tipo de cambio nominal peseta/marco alemán, e_t , tipo de cambio nominal peseta/dólar estadounidense, s_t , desviaciones del tipo de cambio de la peseta/marco respecto a la banda máxima de fluctuación, $(e_{m\acute{a}x} - e_t)$, y las desviaciones del tipo de cambio de la peseta/marco respecto a la banda máxima «suave» de fluctuación, $(e_{m\acute{a}x}^{soft} - e_t)$, [$\pm 6\%$ en el caso español].

El trabajo empírico, creemos, debe comenzar con una especificación de las relaciones a estimar. El *test* de variables omitidas nos permite evaluar el conjunto de variables significativas que explican la variación de la variable dependiente. La **Tabla 2** presenta la ecuación final que incluye todas las variables exógenas. Las estimaciones se han realizado computando los errores estándar mediante un modelo lineal generalizado (GLM)²¹, ya que estos errores no

Tabla 1. Modelo de Markov-Switching sobre el diferencial diario de tipos de interés entre España y Alemania [Prob. constantes] [1989/06/19 - 1998/12/30]

Parámetros	Coefficientes
α_0	0,0222 (0,0111)
α_1	0,0031 (0,0146)
ϕ	0,9193 (0,0083)
σ_0	-0,0389 (0,0001)
σ_1	0,2168 (0,0041)
c_0	4,9049 (0,0061)
c_1	2,0143 (0,0297)
Log Verosimilitud	5416,795
P_{00}	0,9601
P_{11}	0,8023

Nota: Los errores estándar asintóticos se presentan entre paréntesis.

²¹ Al realizar el *test* LM de heteroscedasticidad [véase la **Tabla 2**] se ha rechazado la hipótesis nula de homoscedasticidad.

serían robustos en presencia de heterocedasticidad en un modelo binario de elección discreta, como el modelo *logit*, si se empleara un procedimiento de cuasi-máxima verosimilitud²² (véase Tabla 2).

El estadístico LR testa la nula hipótesis de que la pendiente de todos los coeficientes, excepto la constante, sea cero, con el fin de comprobar la significación conjunta del modelo. En este caso, el valor del estadístico LR rechaza tal posibilidad.

En la **Tabla 3** se presenta información sobre la capacidad predictiva del modelo en una tabla (2 x 2) que recoge los aciertos y errores de la predicción del modelo especificado mediante una norma o umbral fijado previamente. Se ha empleado el valor umbral de 0,3 en vez de 0,5 porque nuestra variable dependiente (j_t) presenta muchos más valores de calma ($j_t = 0$) que de crisis ($j_t = 1$), y se ha intentado ponderar adecuadamente la probabilidad de los dos tipos de errores que se pueden cometer al modificar dicho umbral (el que habrá ceros que se clasifiquen incorrectamente como unos y unos que se clasifiquen incorrectamente como ceros)²³. Como puede observarse, el modelo predice correctamente el 88,47% del total de las observaciones [94,35% de la variable cuando $j_t = 0$ y el 50% si $j_t = 1$] (véase Tabla 3).

La **Figura 2** ilustra la probabilidad de reajuste tanto en período de ataques especulativos que finalizaron en reajustes de paridad, como en aquellos otros que se saldaron sin realinea-

Tabla 2. Probabilidad de reajuste a partir del modelo Logit [19/06/1989-30/12/1998]

	Modelo
Constante	-13,124* (-10,307)
e_t	0,158* (7,784)
s_t	0,026* (3,070)
$(e_{max} - e_t)$	-0,752* (-15,455)
$(e_{max}^{soft} - e_t)$	0,479* (8,472)
Estadístico LR	371,41 (0,000)
Estadístico LM	8,414 (0,003)
ALC	0,627

Nota: El valor que está representado entre paréntesis es el estadístico z. El superíndice * indica que el valor correspondiente es estadísticamente significativo a un nivel del 1 por ciento. El valor entre paréntesis tanto en el estadístico LR como en el test LM de heterocedasticidad es el p-valor. El criterio de selección de modelos utilizado es el Akaike info Criterion. (AIC).

²² Por ejemplo, el método de Huber/White (QML).

²³ La elección de un umbral diferente a 0.5 se ha apoyado en las indicaciones recogidas en W.H. Greene (1998), capítulo 19, pg. 767.

mientos. Se puede observar la diferencia existente entre las tres primeras devaluaciones de la peseta (septiembre y noviembre de 1992 y mayo de 1993) y la última producida en mayo de 1995. Por otra parte, la ampliación de las bandas de fluctuación del SME al $\pm 15\%$, el 2 de agosto de 1993, es también reflejada correctamente y el salto de la probabilidad de reajuste es incluso mayor al que se produjo en cualquiera de las tres devaluaciones anteriores (véase Figura 2).

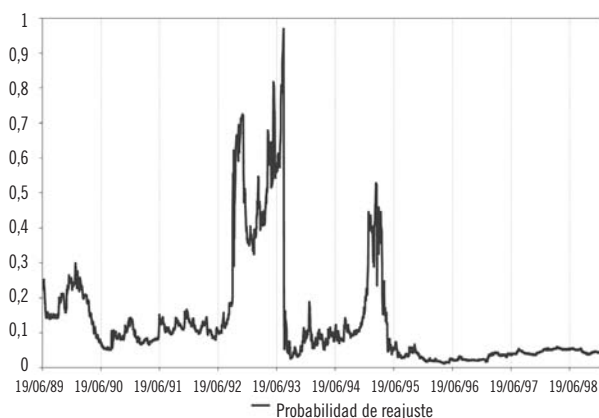
Anteriormente, en el epígrafe 1, mencionamos que un modelo de similares características ha sido ya aplicado al caso de la peseta por Ledesma *et al.* (1999)²⁴. En este trabajo, los autores estiman la probabilidad de credibilidad teniendo en cuenta cuatro modelos alternativos considerando solamente una variable exógena en cada estimación. Esas variables son: el tipo de cambio peseta/marco alemán, desviación del tipo de cambio respecto a su banda máxima de fluctuación, desviación de la misma variable respecto a su paridad central

Tabla 3. Evaluación de la predicción utilizando un Logit a partir de un MSM

	Modelo		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p(j_t = 1) \leq 0,3$	1903	154	2057
$p(j_t = 1) > 0,3$	114	154	268
Total	2017	308	2325
% correctas	94,35	50,00	88,47

Nota: Correctas clasificaciones se obtienen cuando la probabilidad que se predice es mayor que 0,3 y la observada es $j_t = 1$, o bien, cuando la probabilidad predicha es menor o igual que 0,3 y la observada es $j_t = 0$.

Figura 2. Probabilidad estimada de reajuste



²⁴ En este caso, para el cálculo de la probabilidad de credibilidad, los autores emplean el Método de Ajuste de la Deriva y no un Modelo de Markov con Saltos de Régimen como en este trabajo.

y, por último, el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania. Estos autores sugieren este método como un método adecuado si se utilizan las desviaciones de la banda máxima y el tipo de cambio nominal peseta/marco como variables explicativas. Con el fin de comparar estos resultados con los obtenidos en este trabajo, se han realizado las estimaciones tomando las variables una a una. Aunque no lo sean (la especificación correcta es la del modelo que acabamos de exponer), asumimos que son éstas las ecuaciones a estimar.

La **Tabla 4** presenta las cuatro nuevas especificaciones del modelo. En nuestro caso, debemos elegir las variables desviación del tipo de cambio respecto a la banda máxima ($e_{máx} - e_t$) y desviación del tipo de cambio respecto a su banda suave del 6% ($e_{máx}^{soft} - e_t$). En las **Figuras 3 a 6** y en la **Tabla 5** se confirman esos resultados. Estos modelos predicen correctamente el 87% de las observaciones; sin embargo, **Mod1** y **Mod2**, que son aquellos que, respectivamente, incluyen el tipo de cambio peseta/marco, e_D y el tipo de cambio peseta/dólar, s_D , no predicen correctamente ninguna de las observaciones de crisis. Por lo tanto, podemos concluir de este ejercicio de comparación, que el modelo de elección discreta, *logit*, puede ser un buen método si se utilizan como variables exógenas las desviaciones del tipo de cambio respecto a su banda máxima y respecto a la banda suave, y en contra de lo obtenido por Ledesma *et al.* (1999) no se debe incluir el tipo de cambio nominal peseta/marco. Por supuesto, éste es un ejercicio que sólo hemos realizado con fines comparativos porque, como se ha mostrado anteriormente, el modelo correctamente especificado que mejor explica los períodos de crisis y credibilidad de la moneda española en el período de bandas es el modelo en el que se incluyen las cuatro variables exógenas seleccionadas (véanse **Tabla 4** y **5** y **Figuras 3 a 6**).

Tabla 4. Probabilidad de reajuste

	Mod ₁	Mod ₂	Mod ₃	Mod ₄
Constante	0,066 (0,148)	0,089 (0,208)	0,435* (2,481)	-1,244 (-10,336)
e_t	-0,026* (-4,339)			
s_t		-0,016* (-4,570)		
$(e_{máx} - e_t)$			-0,302* (-12,310)	
$(e_{máx}^{soft} - e_t)$				-0,143* (-5,787)
Estadístico LR	18,62 (0,000)	21,12 (0,000)	227,11 (0,000)	31,354 (0,000)
Estadístico LM	297,607 (0,000)	30,692 (0,000)	17,606 (0,000)	3,605 (0,057)
AIC	0,776	0,775	0,686	0,770

Nota: El valor entre paréntesis en los parámetros estimados es el estadístico z. Este estadístico sigue una distribución normal estándar. El asterisco * muestra que el valor del parámetro correspondiente es significativo al 1 por ciento. El valor entre paréntesis en ambos, el estadístico LR y el test LM de heteroscedasticidad es el p-valor. El AIC es el Akaike, elegido como criterio de selección de modelos.

Tabla 5. Evaluación de la predicción. Modelo binario Logit.

	Mod ₁			Mod ₂		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p(j_t = 1) \leq 0,3$	2017	308	2325	2017	308	2325
$p(j_t = 1) > 0,3$	0	0	0	0	0	0
Total	2017	308	2325	2017	308	2325
% correctas	100,00	0,00	86,75	100,00	0,00	86,75
	Mod ₃			Mod ₄		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p(j_t = 1) \leq 0,3$	1954	228	2182	2001	293	2294
$p(j_t = 1) > 0,3$	63	80	143	16	15	31
Total	2017	308	2325	2017	308	2325
% correctas	96,88	25,97	87,48	99,21	4,87	86,71

Nota: Correctas clasificaciones se obtienen cuando la probabilidad predicha es mayor que 0,3 y la observada $j_t = 1$, o cuando la probabilidad predicha es menor o igual a 0,3 y la observada $j_t = 0$.

Figura 3. Probabilidad de reajuste [tipo de cambio peseta/marco alemán]



Figura 4. Probabilidad de reajuste [tipo de cambio peseta/marco alemán]

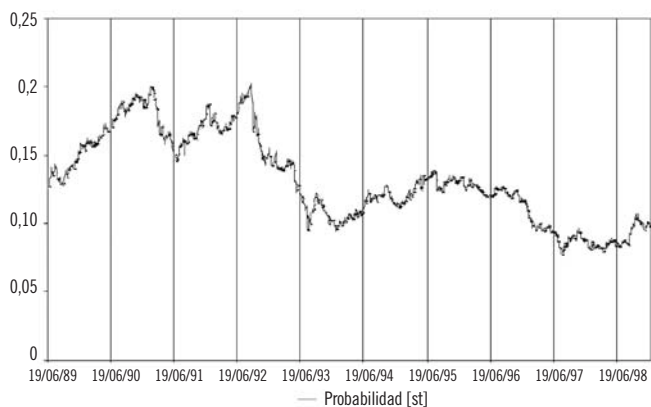


Figura 5. Probabilidad de reajuste [tipo de cambio peseta/marco alemán]

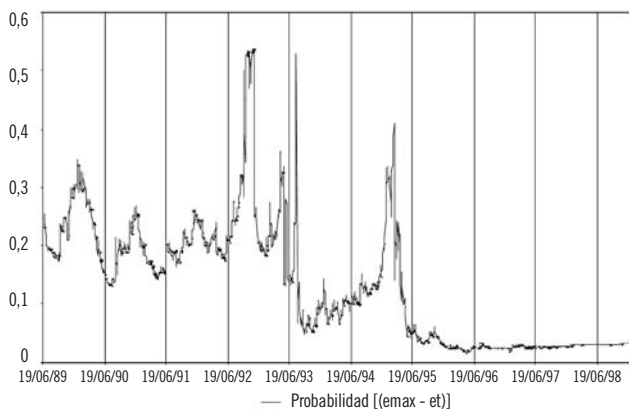
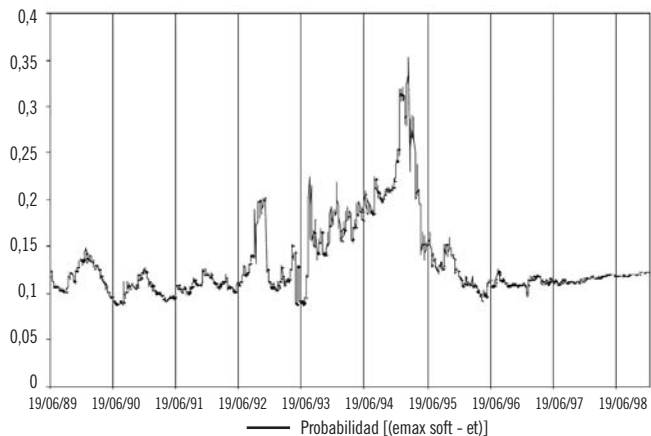


Figura 6. Probabilidad de reajuste [tipo de cambio peseta/marco alemán]



4. Conclusiones

La última década del siglo pasado fue testigo de importantes episodios de crisis especulativas o inestabilidad de los tipos de cambio tanto en países desarrollados como en vías de desarrollo. Algunos de éstos se saldaron con devaluaciones y otros con fuertes depreciaciones de las monedas afectadas. Quizá uno de los más interesantes objetivos de este trabajo sea la investigación y explicación de tales momentos de turbulencias monetarias con el fin de evitarlos o incluso prevenirlos.

El propósito de este análisis realizado fue comprobar si un modelo de elección binaria, *logit*, puede ser un método apropiado para explicar de forma adecuada las turbulencias de la peseta española en el período de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo. Precisamente, el hecho de que la moneda española perteneciera a una zona monetaria ha sido una cuestión básica a la hora de comprobar la verdadera relevancia de la evolución de las variables relativas a las bandas de oscilación sobre las turbulencias de la peseta. Sin embargo, la aplicación del modelo de Markov-Switching creemos que permite vincular el trabajo con la literatura de crisis monetarias, ya que la variable dependiente del modelo *logit* se obtiene a partir de la aplicación del modelo de Hamilton sobre el diferencial diario de tipos de interés entre España y Alemania, lo que permite capturar tanto saltos del tipo de cambio dentro de la banda [alta volatilidad] como realineamientos de la paridad central.

Por otro lado, los resultados de la estimación de la probabilidad de reajuste utilizando las variables exógenas sugieren que nuestro método es adecuado si se incluyen las cuatro variables seleccionadas, revelándose como aquéllas más explicativas la desviación del tipo de cambio a su banda máxima de fluctuación y aquella incluida para comprobar el verdadero grado de compromiso de las autoridades monetarias después de la ampliación de los límites máximos de fluctuación y la calificación del último reajuste como « técnico », es decir, la desviación del tipo de cambio respecto a la banda suave del $\pm 6\%$.

Pensamos que el análisis realizado en este trabajo aporta la capacidad explicativa de una metodología no estructural, relativamente sencilla, que permite caracterizar, razonablemente bien, la evolución del tipo de cambio peseta/marco alemán.

5. Referencias

- Alberola, E., J. H. López and V. Orts (1994), "An Application of the Kalman Filter to the Spanish Experience in a Target Zone (1989-92)", *Revista Española de Economía*, 11, 1: 191-212.
- Avesani, R. G. and G. M. Gallo (1996), "The Hamilton's Treatment of Shifts in Regimes", Background Paper for a Series of Lectures given at MAD, University of Paris.
- Ayuso, J. and M. Pérez Jurado (1997), "Devaluations and Depreciation Expectations in the EMS", *Applied Economics*, 29, 4, April: 471-484.
- Bekaert, G. and S. F. Gray (1998), "Target Zones and Exchange Rates: an Empirical Investigation", *Journal of International Economics*, 45, 1, June: 1-35.
- Bertola, G. and 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.
- Campos, M. I. (1999), "Contrastes Clásicos de Credibilidad Aplicados al Caso Español", *Anales de Estudios Económicos y Empresariales* 14, 171-188.
- Campos, M. I. (2002), "¿Explica un modelo de Elección Discreta las últimas Crisis de la Peseta?", *Revista de Economía Aplicada* 10, 5-22.

- Campos y Jiménez-Ridruejo (2003), "Were the Peseta Exchange Rate Crises Forecastable during Target Zone Period?", *Applied Economics*, 35, Oxfordshire-UK.
- Campos, M. I. y Rodríguez, M. A. (2004), "Presiones Especulativas y Ciclos Reales: Evidencia Empírica sobre su Relación", *Prospectiva Económica* Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales. U. Michoacana de S. Nicolás de Hidalgo 4, Enero-Junio. México.
- Eichengreen, B., A. K. Rose, and C. Wyplosz (1994), "Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System", en M. Canzoneri, P. Masson y V. Grilli (eds.), *The New Transatlantic Economy*, Cambridge University Press for CEPR, Cambridge.
- Eichengreen, B., A. K. Rose, and C. Wyplosz (1996), "Contagions Currency Crises", *NBER Working Paper*, 5681.
- Edin, P. and A. Vredin (1993), "Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries", *The Economic Journal*, 103: 161-175.
- Esteve, V., Sapena, J. y Tamarit, C. (1999), "Expectativas de devaluación y variables macroeconómicas. El caso de España", *Información Comercial Española*, 780: 35-48, septiembre.
- Frankel, J. and A. Rose (1996), "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, 41: 351-366.
- Gómez C. and J. L. Torres (1996), "Zonas Objetivo para el Tipo de Cambio: Una Panorámica Teórica y Empírica", *ICE*, 758: 131-155, Noviembre.
- Gómez Puig, M. and 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*, 3.ª edc., Madrid: Prentice Hall Iberia. S.R.L.
- Gutiérrez, E. (1994), "A Devaluation Model for the EMS", *Working Paper*, CEMFI, 9416.
- Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57: 357-384.
- Hamilton, J. D. (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, 45: 39-70.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Kaminsky, G., S. Lizondo and C. M. Reinhart, (1998), "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Staff Papers*, 45, 1, March.
- Knot, K., Sturm, J. y J. de Haan (1998), "The Credibility of European Exchange Rate Mechanism", *Oxford Economic Papers*, April 50: 186-200
- Kruger, M., P. N. Osakwe and J. Page (1998), "Fundamentals, Contagion and Currency Crises: An Empirical Analysis", *Working Papers*, 98-10, International Department, Bank of Canada.
- 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.
- Ledesma, F. J., M. Navarro, J. V. Pérez y S. Sosvilla (2003), "On the Credibility of a Target Zone: Evidence from the EMS", *Documento de Trabajo E2003/33*, Fundación Centro de Estudios Andaluces (centRA), Sevilla.
- Ledesma, F. J., M. Navarro, J. V. Pérez y S. Sosvilla (2004), "The Credibility of the European Monetary System: A Review", *Documento de Trabajo, Estudios de Economía Española* 179, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Madrid.
- Lindberg, H., L. E. O. Svensson and 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 Realignment: an Econometric Evaluation", *Journal of International Money and Finance*, 14, 5, October: 641-657.
- Psaradakis, Z., M. Sola and M. Tronzano (1999), "Target Zone Credibility and Economic Fundamentals", *Mimeo*, Department of Economics, Birkbeck College, University of London, U. K.
- Rodríguez, M. A. (2002), "Crisis de credibilidad de la Peseta en las Bandas del SME. Una Aplicación del Modelo de Markov con Saltos de Régimen", *Estudios de Economía Aplicada* 20, III, Diciembre.
- Rodríguez, M. A. (2005), "Nueva Evidencia Empírica sobre las Turbulencias Cambiarias de la Peseta Española. 1989-1998", *Estudios de Economía Aplicada* 23-I, Abril.
- Sach, J., A. Tornell, and A. Velasco (1996), "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995", *Brooking Papers on Economic Activity*, 16: 147-215.
- Sarno, L y M. Taylor (2002), *The Economics of Exchange Rates*, University Press, Cambridge.
- Söderlind, P. and 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), "An Interpretation of Research on Exchange Rate Target Zones", *Journal of Economic Perspectives*, 6, 4, Fall: 119-144.
- Weber, A. (1991), "Stochastic Process Switching and Intervention in Exchange Rate Target Zones: Empirical Evidence Form the EMS", *CEPR, Discussion Papers Series*, 554.

6. Apéndice

6.1 Modelo de Markov con saltos de régimen (probabilidades de transición constantes)

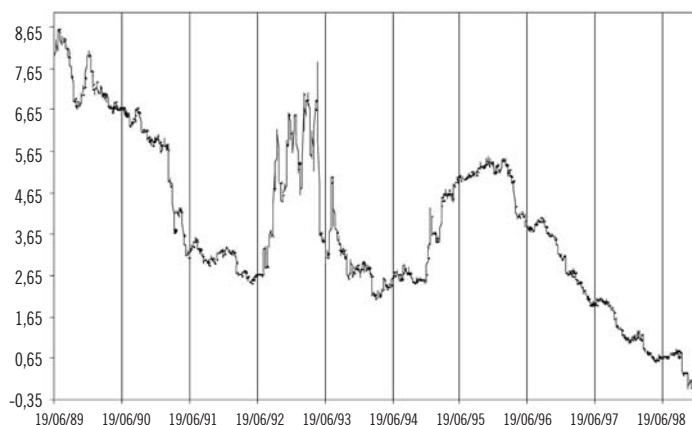
En este trabajo se utiliza el modelo de Hamilton (1989 y 1990), en el que una variable puede seguir diferentes procesos de serie temporal dependiendo del período que estemos considerando. En nuestro caso, el modelo ha sido empleado para elegir los valores de la variable dependiente del modelo *logit*.

El objetivo es separar en dos posibles estados la evolución de los diferenciales de tipos de interés entre España y Alemania, uno de los cuales se asocia a una media y una varianza altas, estado de tormenta, y el otro a valores de los parámetros bajos, en el caso de existencia de estado de calma en los mercados monetarios²⁵. En la **Figura 7** se presenta la variable sobre la que se ha aplicado la estimación.

La variable de estado m_t , es una variable aleatoria no observable que sigue una cadena de Markov de dos posibles regímenes. De esta forma, el cambio de estado o de régimen es también una variable aleatoria. Si $m_t = 0$, entonces el proceso está en el régimen de calma, sin perturbaciones, y podemos hablar de un estado de alta credibilidad, mientras que si $m_t = 1$, el proceso está en el régimen de tormenta o falta de credibilidad.

Es posible modelizar la dinámica de la serie diaria de diferenciales de tipos de interés mediante una especificación autorregresiva AR(R)²⁶, y donde la media y la varianza son dependientes del estado en el que se encuentre la economía en el momento t , de manera que:

Figura 7. Diferencial diario de tipos de interés España y Alemania [19/06/1989- 30/12/1998]



²⁵ La variable será analizada como un proceso estocástico cuya realización depende de una mixtura de dos distribuciones normales o idénticamente distribuidas.

²⁶ En este caso, la especificación autorregresiva es de orden R=1.

$$y_t - \mu_{m_t} = \sum_{j=1}^R \phi_j (y_{t-j} - \mu_{m-j}) + \sigma_{m_t} v_t \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

donde y_t representa la variable diferencial de tipos de interés, m_t es la variable que indica el estado en el que está la economía en el momento t , v_t son las perturbaciones que se suponen independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza unitaria $\rightarrow N(0,1)$. La media y la desviación típica de la variable dependiente del estado se parametrizan de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \mu_{m_t} &= \alpha_0 + \alpha_1 m_t \\ \sigma_{m_t} &= \sigma_0 (1 - m_t) + \sigma_1 m_t \end{aligned}$$

Puesto que la economía puede encontrarse en dos estados posibles, suponemos que la probabilidad de estar en uno de ellos depende solamente del valor que haya tomado en el período anterior, $t-1$:

$$P\{m_t = i / m_{t-1} = j, m_{t-2} = k, \dots\} = P\{m_t = i / m_{t-1} = j\} = p_{ij} \quad (4)$$

Esta ecuación describe una cadena de Markov con dos estados y probabilidades de transición, $p_{ij} = 0,1$, que indican la probabilidad de que al estado j le siga el estado i . Con sólo dos estados posibles, la matriz de probabilidades de transición viene dada por²⁷:

$$P = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{10} \\ P_{01} & P_{11} \end{pmatrix} \quad \text{donde} \quad \begin{aligned} 1 - P_{00} &= P_{01} \\ 1 - P_{11} &= P_{10} \end{aligned}$$

6.1.1 Inferencia óptima

Sea y_t el vector ($T \times 1$) de observaciones de la variable diferencial de tipos de interés diarios entre España y Alemania.

Si el proceso en el momento t está gobernado por el estado $m_t = j$, la densidad condicionada de y_t viene dada por:

$$f(y_t / m_t, \Omega_{t-1}; \alpha) \quad (5)$$

donde $\Omega_t = (\Omega_t, \Omega_{t-1}, \dots, \Omega_1)$ es el vector que contiene toda la información disponible en el momento t y el vector $\alpha (\mu_0, \mu_1, \phi, \sigma_0^2, \sigma_1^2)$ es el vector de parámetros que caracterizan la densidad condicionada y donde ϕ es el conjunto de parámetros autorregresivos necesarios

²⁷ Asumimos que la cadena de Markov es irreducible, es decir: $0 < P_{00}, P_{11} < 1$. Si alguna de las probabilidades de transición es 1, la matriz P sería triangular y el estado correspondiente sería el estado absorbente o permanente y la cadena de Markov reducible. Hamilton (1994) y Avesani y Gallo (1996), pág. 12.

para la estimación del proceso. En nuestro caso, tenemos solamente dos funciones de densidad condicionadas, una para cada estado de la naturaleza:

$$n_t \left\{ \begin{array}{l} f\{y_t / m_t = 0, y_{t-1}; a\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0}} \exp \left\{ \frac{-\left\{ \left(y_t - \mu_0 \right) - \sum_{j=1}^R \phi_j (y_{t-j} - \mu m_{t-j}) \right\}^2}{2\sigma_0^2} \right. \\ \\ f\{y_t / m_t = 1, y_{t-1}; a\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} \exp \left\{ \frac{-\left\{ \left(y_t - \mu_1 \right) - \sum_{j=1}^R \phi_j (y_{t-j} - \mu m_{t-j}) \right\}^2}{2\sigma_1^2} \right. \end{array} \right. \quad (6)$$

Los parámetros que describen la serie de tiempo son los recogidos en el vector α y en las probabilidades de transición p_{ij} . De esta forma, definimos un nuevo vector ψ ($\mu_0, \mu_1, \phi, \sigma_0^2, \sigma_1^2, P_{00}, P_{11}$) con todos los parámetros que vamos a estimar condicionados a la información disponible en el momento t .

Supongamos inicialmente que el valor de ψ es conocido; aún hemos de saber en qué régimen está t , o en concreto, si pertenece al estado de calma o al de tormenta. El método para conocerlo será inferir la probabilidad del estado, dependiendo de toda la información disponible en t a partir del filtro propuesto por James Hamilton. Se trata de probabilidades *ex-ante* puesto que, utilizamos la información disponible hasta el momento en el que los agentes forman sus expectativas, siendo ésta una de las características que hace preferible este procedimiento frente al ajuste de la deriva²⁸. La inferencia toma la forma de una probabilidad condicionada a la posibilidad de que la observación t sea generada por el régimen j es decir:

$$P \{m_t = j / \Omega_t; \psi\} \quad \text{para } j = 0, 1 \quad (7)$$

Se define el vector $\hat{\xi}_{t/t}$ que recoge esas probabilidades condicionadas que el análisis asigna a la posibilidad de que la observación t sea generada por el régimen j . La inferencia óptima para cada momento de la muestra, $t = 1 \dots\dots\dots T$, se puede encontrar iterando²⁹ la siguiente ecuación:

²⁸ Ésta es una de las diferencias básicas con las probabilidades que consideran toda la información contenida en la muestra o «full sample probabilities, Smooth» y que son probabilidades *ex-post*.

²⁹ Dando un valor inicial a $\hat{\xi}_{1/0}$ y suponiendo conocido el vector de parámetros ψ .

$$\hat{\xi}_{t/t} = \frac{(\hat{\xi}_{t/t-1} \Theta \eta_t)}{1' (\hat{\xi}_{t/t-1} \Theta \eta_t)} \quad (8)$$

donde $1'$ es un vector (2×1) de unos y el símbolo Θ , denota producto elemento por elemento.

El logaritmo de la función de verosimilitud, $L(\psi)$ para la información disponible Ω , y siendo el valor del vector de parámetros ψ conocido, se puede calcular a partir de:

$$L(\psi) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t / \Omega_{t-1}, \psi) \quad (9)$$

donde $f(y_t / \Omega_{t-1}, \psi) = 1' (\hat{\xi}_{t/t-1} \Theta \eta_t)$ (10)

En la iteración de la ecuación (8) el vector de parámetros se supone conocido. Sin embargo, una vez que la iteración se completa para todos los valores de la muestra entonces se puede hallar también el valor del logaritmo de verosimilitud de la función de densidad mediante (9). Los valores de los parámetros que maximizan el logaritmo de la función de verosimilitud se obtienen a partir de métodos de estimación numérica basados en algoritmos iterativos, utilizando en nuestro caso el algoritmo de Newton-Raphso³⁰.

³⁰ Hamilton, J. (1994) (cap. 5, págs. 133–142).