

Nueva Evidencia Empírica sobre las Turbulencias Cambiarias de la Peseta Española. 1989-1998

RODRÍGUEZ, M^a ARACELI

Departamento de Análisis Económico e Historia e Instituciones Económicas. Universidad de Valladolid.

Avda. Esgueva 6. 47011 Valladolid. Telf.: 983 184428. Fax 983 423 299. E-mail: araceli@eco.uva.es

RESUMEN

El estudio de las razones que conducen a una crisis monetaria o financiera continúa siendo una cuestión abierta. El objetivo de este trabajo es la búsqueda de nueva evidencia y ratificación de las razones que explican la génesis de las turbulencias sobre la peseta española. Basándonos en los resultados de algunos trabajos previos sobre el tema, se construye un índice de presión especulativa que se muestra útil en la identificación de las turbulencias monetarias de la moneda española mediante la aplicación del modelo econométrico de Markov con saltos de régimen. A través del procedimiento ampliado para permitir probabilidades de transición variables intentamos no sólo responder a la cuestión de qué tipo de variables pueden ser responsables de la génesis de estas crisis, sino también comprobar la robustez de la evidencia empírica ya mostrada por estudios similares.

Palabras clave: Índices de Presión Especulativa, Modelo de Markov, Probabilidades Variables.

New evidence about turbulences on the Spanish Peseta. 1989-1998s

ABSTRACT

The framework of this work is the European Monetary System and the currency crises that the Spanish Peseta suffered during the time it belonged to the ERM. Not only, we try to identify the turbulence periods but also we provide some explanation to those moments. We build an Index of Speculative Pressures for the Spanish Peseta and using the Markov-Switching Regime Model with time varying transition probabilities we study the contrivance of different macroeconomic variables. We have been able to ratify the results which have been obtained by other similar previous studies.

Keywords: Speculative Pressure Index, Markov-Switching Model, Time varying Transition Probabilities.

Clasificación JEL: F31; F36; E42.

Artículo recibido en noviembre de 2004 y aceptado en marzo de 2005.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: E-23115

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de las razones que conducen a una crisis monetaria o financiera sigue siendo una cuestión sin resolver. Durante última década del siglo pasado se produjeron procesos especulativos de tal intensidad que han reavivado el interés por este tipo de fenómenos. Las turbulencias sufridas por el Sistema Monetario Europeo en 1992-93, las tormentas de los países Latino-Americanos (México, sobre todo) en 1994-95, el colapso financiero de algunas economías asiáticas, o de Rusia y Brasil o, más recientemente la inestabilidad y fuerte apreciación del Euro frente al Dólar, son ejemplos que actualizan constantemente la cuestión. Sin embargo, a pesar de los numerosos intentos de la literatura teórica y empírica de «*Currency Crises*» no existe consenso sobre las causas que conducen a fenómenos de tal magnitud.

El trabajo de Rodríguez (2002) se plantea como punto de partida de este nuevo estudio y como aquél se centra la crisis del Sistema Monetario Europeo (SME) y en particular, en las turbulencias o tormentas monetarias que afectaron a la peseta en el periodo de pertenencia al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del Sistema, (19 de Junio de 1989 hasta Diciembre de 1998). Buscamos nueva evidencia y ratificación de las razones que explican la génesis de las turbulencias sobre la moneda española. Hasta la tormenta monetaria de otoño de 1992, las políticas de la mayoría de los países miembros parecían adecuadas y consistentes con el compromiso cambiario adquirido, pero la ola especulativa que azotó al Sistema parece cuestionar tales políticas. El objetivo es saber si una nueva medida de presión especulativa será capaz de identificar los ataques especulativos sobre la peseta y averiguar si las crisis, en el caso español, pueden considerarse el resultado de la evolución de variables macroeconómicas, nominales o reales, de la economía. Como ya se ha mencionado, este trabajo pretende dar un paso más allá y completar el de Rodríguez (2002), al emplear una medida, que creemos más completa, para identificar las tensiones y seleccionar las mismas variables exógenas influyentes en las turbulencias.

La cuestión tiene evidentes e importantes consecuencias si el objetivo es prevenir o anticipar tales procesos. Este trabajo puede ser útil si conseguimos sugerir la necesidad de controlar o supervisar la evolución de ciertas variables, con el fin de evitar flujos especulativos que desestabilicen o perturben la credibilidad de una moneda.

El esquema de este nuevo trabajo es similar al mencionado, en primer lugar se describe el nuevo marco de estudio; la segunda sección avanza en la correcta identificación de crisis sobre la moneda española a través de la construcción de un índice de presión especulativa y la aplicación del procedimiento econométrico de Markov con saltos de régimen sobre esta variable; la tercera sección amplía el método para permitir probabilidades de transición variables que permitan o no ratificar los resultados anteriores y, finalmente en la última sección se presentan las principales conclusiones del trabajo.

2. MARCO DE ESTUDIO Y ANTECEDENTES

En los trabajos sobre credibilidad de diferentes monedas, uno de los principales problemas planteados es la estimación de la variable dependiente o probabilidad de devaluación. En concreto, el cálculo de una medida de las creencias de los agentes económicos privados como «proxy» de las expectativas de devaluación. Uno de los métodos más conocidos y empleados para el cálculo de esas expectativas de realineamiento en modelos de «Zonas Monetarias» ha sido el ajuste de la deriva o «Drift Adjustment Method» desarrollado por Svensson (1993) y Bertola y Svensson (1993). Este método distingue entre las expectativas del tipo de cambio dentro de la banda de fluctuación y la probabilidad de realineamiento de la paridad central. Además de su limitación por tratarse de una metodología aplicable solamente a «Target Zones», como señalan Gómez-Puig y Montalvo (1997) este método se basa en el conocimiento «ex-post» de las fechas en las que se produjeron los realineamientos y ello conduce a una distribución condicionada diferente a la distribución «ex-ante».¹

Parece necesaria la búsqueda de un método que permita considerar conjuntamente las distribuciones generadas por dos posibles estados de la economía. En este caso, los regímenes posibles son calma (credibilidad), o crisis especulativa. En este contexto, es plausible el uso de la metodología propuesta por Hamilton (1989, 1994), Modelos de Markov con Saltos de Régimen (Markov-Switching Models). Este enfoque ha sido ya aplicado en diferentes estudios empíricos, sobre todo en el análisis de la crisis del Sistema Monetario Europeo². Rodríguez (2002) emplea este procedimiento econométrico aplicado a los diferenciales de tipos de interés entre España y Alemania en la identificación de los ataques especulativos sufridos por la Peseta en el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del SME. En este nuevo estudio, empleamos este método aplicado ahora a un Índice de Presión Especulativa para la peseta española, variable más completa que la anterior ya que incluye aquella como se verá a continuación.

Un grupo importante de trabajos empíricos han elaborado índices de presión especulativa siguiendo una metodología no estructural³. Habitualmente, el índice es

¹ Rose y Svensson (1994) y Chen y Giovannini (1993) aplican el Método de Ajuste de la Deriva a la crisis del SME del 92-93. Branson (1994) realiza un compendio de las posibles críticas realizadas a este procedimiento.

² Jeanne (1997), Jeanne y Masson (2000), Martínez- Peria (1998), Piard, S. (1999), Tronzano, M. (1999), Psaradakis, Z. Sola, M. Tronzano, M. (1999).

³ Moreno (1995), Kamisky y Reinhart (1999), Sachs, Tornell y Velasco (1996), Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994, 1995, 1996), Kruger, Osakwe y Page (1998), Corsetti, Pesenti y Roubini (1998), y Perry, y Lederman, (2000), elaboran también índices de presión especulativa con peculiaridades diferenciadas dependiendo de las áreas geográficas a las que se aplica y de los datos disponibles.

una media ponderada de los cambios experimentados por el tipo de cambio, por los diferenciales de tipos de interés entre el país nacional y el extranjero y las variaciones porcentuales en el diferencial de reservas internacionales. Para el caso español, en el trabajo de Rodríguez (1999) se construyen dos índices de presión especulativa para la peseta en el periodo de pertenencia al SME, cuyos resultados presentan algunas diferencias sustanciales al aplicar funciones indicador con distintos umbrales. La intuición detrás de esta medida es que cuando un proceso especulativo se produce sobre una moneda, un gobierno tiene la opción o bien de devaluar (o permitir la depreciación dentro de la banda), aumentar los tipos de interés o, finalmente, hacer frente al ataque utilizando sus reservas, con la posibilidad de que éstas se agoten. El índice de presión especulativa puede ser una medida adecuada de la fiereza o virulencia de los procesos especulativos que no finalizan con la devaluación de la moneda en cuestión, así como, de aquellos otros que sí lo hacen.

Por otro lado, como el propio título del trabajo indica, el estudio temporal que realizamos se circunscribe al periodo en el que la peseta perteneció a las bandas de fluctuación del SME, 1989-1998. La estabilidad cambiaria y la ausencia de realineamientos, desde 1987, habían creado en los agentes económicos la falsa sensación de poder alcanzar la Unión Monetaria sin dificultades. Sin embargo, debemos señalar que el Sistema estaba aquejado de problemas y vicios adquiridos por el propio funcionamiento del mismo, que pueden considerarse causas o catalizadores de la crisis más grave que ha sufrido el SME desde su creación. En Rodríguez (2001) se realiza un estudio detallado de los antecedentes de la crisis del SME y en particular de las turbulencias que afectaron a la moneda española⁴. Entre los síntomas de fragilidad del Sistema, ese estudio señala los derivados de la reunificación alemana, de la eliminación de los controles a la circulación de capitales, las divergencias cíclicas de las economías de los países miembros o la influencia en la posición de otras monedas fuera del Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención, como el dólar estadounidense o el peso mexicano. Por otra parte, las condiciones específicas en las que se encontraba la economía española, con diferenciales de inflación elevados respecto a nuestros principales socios europeos, o un déficit público excesivo después de los gastos realizados para la consecución con éxito de los eventos del 92, y tras una grave crisis industrial, son factores que contribuyeron a acabar con las favorables expectativas de los agentes económicos, que dejaron de creer en la bondad del Sistema. La acumulación de desequilibrios de este tipo y magnitud, terminaron provocando en el mercado la percepción de que la parrilla de paridades era insostenible⁵.

⁴ Rodríguez (2001) apunta la existencia de problemas no resueltos en el SME y otros propios de la economía española como diferenciales de inflación elevados respecto a otros países del Sistema, déficit público y déficit comercial excesivos o una mayor desaceleración cíclica que la del resto de países de nuestro entorno...todo ello contribuyó a tornar las expectativas de los agentes económicos.

3. MODELO DE MARKOV CON SALTOS DE RÉGIMEN. PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN CONSTANTES

3.1 Variable Índice de Presión especulativa

Como hemos comentado anteriormente, existen algunos trabajos previos que han analizado la probabilidad de cambio de régimen, empleando un Índice de Presión Especulativa como variable exógena del modelo. Martínez-Pería (1998) y Piard (1999) emplean esta variable como medida identificativa de ataques especulativos, modelizando tipos de cambio, reservas y diferenciales de tipos de interés como series de tiempo, sujetas a cambios de régimen. De forma similar, vamos a utilizar el índice de presión especulativa construido para la peseta española durante el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del SME. La fórmula que empleamos es la siguiente:

$$\text{IPE}_t = \omega_1 \% \Delta S_t + \omega_2 \% \Delta(i - i^*) + \omega_3 \% \Delta(R_t) \quad [1]$$

dónde S es el tipo de cambio spot nominal de la moneda nacional frente a la moneda extranjera, la segunda de las variables es el diferencial de tipos de interés entre el país nacional y extranjero y, finalmente, se incluye la variación de las reservas netas de moneda extranjera.

El tipo de cambio es una variable determinante en la construcción del índice, al capturar no sólo los cambios de paridad de la moneda, es decir cada una de las cuatro devaluaciones que sufrió la peseta en el periodo que se extiende desde Junio de 1989 hasta Diciembre de 1998, sino también los momentos de depreciación o apreciación en el tiempo de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema.

El diferencial de tipos de interés y el porcentaje de variación de las reservas netas extranjeras son las variables que, en ausencia de reajustes oficiales de las paridades, recogerán la intervención de las autoridades monetarias en defensa de la moneda, de manera que, un incremento del diferencial de tipos de interés o una reducción del nivel de reservas netas supondría también la elevación del índice. Parece adecuado incluir la serie de variación de reservas netas porque mide cuánto están dispuestos a intervenir los responsables de política monetaria ante un ataque especulativo. Se trata de una variable fundamental en los primeros modelos de crisis monetarias, al definir el tipo de cambio sombra, o tipo de cambio después del abandono del sistema de tipos de cambio o del reajuste de la paridad, como aquel tipo para el cual las reservas

⁵ Wyplosz, C. (1989) y (1990), Eichengreen, B. y Wyplosz, C. (1993) y Portes, R. (1993), subrayan la importancia de algunos de estos acontecimientos como síntomas de fragilidad del SME.

han alcanzado su nivel mínimo.⁶ El índice es por lo tanto una medida de la probabilidad de reajuste y no sólo de la probabilidad de devaluación.

La utilización de diferentes ponderaciones de las series componentes del índice para evitar el predominio de la más volátil, conduce a dos medidas diferentes de presión especulativa, índice 1 e índice 2⁷. El primero se construyó ponderando las series con el inverso de las desviaciones típicas para cada una de las variables a lo largo del periodo considerado, es decir: $\omega_i = \frac{1}{\sigma_i}$. Por otro lado, el segundo, se calculó ponderando las series componentes del índice, de manera que se igualaran sus

varianzas: $\omega_i = \frac{\frac{1}{\sigma_i^2}}{\sum \frac{1}{\sigma_i^2}}$.

3.2 Resultados del modelo Markov-Switching con Probabilidades Constantes sobre los Índices de Presión Especulativa

El filtro de Hamilton (1989, 1994) que empleamos en este estudio, permite a una serie temporal seguir distintos procesos dependiendo del periodo que se considere. Así, los índices de presión especulativa serán separados en dos estados de la economía, calma y tormenta, que vendrán asociados a una media y varianza bajas y una media y varianza altas, respectivamente. La variable de estado, m_t es una variable aleatoria, no observable, que sigue una cadena de Markov de dos posibles regímenes:

- Si $m_t=0$ entonces el proceso está en el régimen de calma, sin perturbaciones y podremos hablar de un estado de alta credibilidad.
- Si, $m_t=1$ el proceso está en el régimen de tormenta.

La dinámica de la serie -que denominamos y - se puede modelizar a través de una especificación autorregresiva, AR(R). La elección de la especificación autorregresiva viene dada por los correlogramas y, posteriormente por la significación de los coeficientes ya que las estimaciones se realizan partiendo inicialmente de un elevado número de lags que van eliminándose en función de su no significación y el valor del logaritmo de verosimilitud. En este caso la especificación es de orden $R=1$

$$y_t - \mu_{m_t} = \sum_{j=1}^R \phi_j (y_{t-j} - \mu_{m-j}) + \sigma_{m_t} v_t \quad t = 1, \dots, T \quad [2]$$

⁶ Flood y Garber (1984). Una revisión de los modelos de Crisis Monetarias puede consultarse en Flood y Marion (1999) o Rodríguez (2002).

⁷ Por esta razón, en principio, no se ha despreciado ninguno de los dos índices, con el fin de comprobar cuál de ellos se muestra más efectivo, aplicando un modelo de Markov con Saltos de Régimen.

dónde y_t representa la variable a partir de la cual se diferencian diferentes estados, es decir, cada uno de los dos índices de presión especulativa, m_t es la variable que indica el régimen 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 $\rightarrow N(0,1)$. Además, la media y la desviación típica de la variable dependiente del estado se definen como:

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

Suponemos que la probabilidad de estar en uno de los estados depende solamente del valor que haya tomado en el periodo anterior, $t-1$:

$$P\{m_t = j / m_{t-1} = i, m_{t-2} = k, \dots\} = P\{m_t = j / m_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad [3]$$

La ecuación [3] describe una cadena de Markov con dos estados y probabilidades de transición p_{ij} que indican la probabilidad de que al estado j le siga el estado i . Con solo dos estados posibles, calma y tormenta, la matriz de probabilidades de transición viene dada por:

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

Mediante un proceso iterativo de maximización del logaritmo de la función de verosimilitud, se consigue la estimación de los parámetros $(\mu_0, \mu_1, \phi, \sigma_0^2, \sigma_1^2, P_{00}, P_{11})$.

Los resultados de aplicar un modelo de Markov-Switching con una especificación autorregresiva de orden uno, AR(1), a los índices con diferentes ponderaciones, se muestran en la tabla 1.⁸ De la misma manera, en las figuras 1 y 2 se ilustra la probabilidad del estado de crisis y cada una de las dos medidas de presión especulativa.

Las principales etapas de tormenta o falta de credibilidad de la moneda española dentro de las bandas de fluctuación del SME, se presentan claramente utilizando ambos índices, como «proxies» de las expectativas de devaluación. A pesar de que

⁸ Los correlogramas de las series aconsejaban el uso de una especificación autorregresiva de orden uno. Si bien, para el índice 1 la evidencia no era totalmente concluyente por lo que se realizó adicionalmente la estimación suponiendo que la variable no contenía especificación autorregresiva siendo los resultados prácticamente los mismos.

los episodios de inestabilidad coinciden con los obtenidos por Rodríguez (2002) con el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania, existen algunas diferencias relevantes. Al comienzo de la muestra, desde Junio de 1989 y hasta la tormenta de Septiembre de 1992, se detectan los problemas derivados de la incorporación de la peseta a la disciplina el Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, cualquiera que sea nuestra medida. Sin embargo, el índice 1 atenúa las perturbaciones iniciales de este primer periodo, que en ningún caso supusieron más que episodios de inestabilidad, sin devaluaciones, como ocurría al intentar calcular los periodos de crisis a través de una función indicador construido a diferentes niveles de confianza en Rodríguez (1999). Sin embargo, si analizamos los resultados del índice 2, se observan perturbaciones importantes traducidas en saltos de la probabilidad de crisis al comienzo del periodo. Sobre todo es destacable el momento de incorporación de la lira italiana a la banda estrecha del Sistema, en Enero de 1990, y que se manifiesta en una fuerte alteración de las expectativas cambiarias de la peseta española. También parecen relevantes las medidas de liberalización de los movimientos de capital adoptadas por las autoridades españolas en Abril de 1991⁹, y una súbita depreciación de la peseta en Junio del mismo año como consecuencia de nuevos rumores sobre la reducción de su banda de fluctuación.

Por otra parte, la crisis del SME de otoño de 1992 y 1993, se observa y detecta con cierta antelación a su comienzo en Septiembre. Desde Junio de 1992, fecha del referéndum danés para la ratificación del Tratado de Maastricht, la probabilidad de crisis presenta un incremento que se intensifica en los meses considerados tradicionalmente de crisis (desde Septiembre). Aunque la credibilidad se recupera a partir de Agosto de 1993, no se consolida hasta finales de ese año. Esta cuestión parece indicar que las turbulencias se prolongaron en el caso de España, probablemente debido a la grave crisis política que se vivía en España, que se concretó básicamente en la convocatoria de una huelga general para el mes de Enero de 1994, el desacuerdo de los agentes sociales en las negociaciones salariales, y en los últimos días del año la crisis de Banesto.

⁹ Esas medidas de liberalización consistieron en la autorización a los residentes de constituir depósitos en moneda extranjera en entidades residentes y en incrementar las facilidades para préstamos a no residentes.

Tabla 1
Modelo de Markov con Saltos de régimen sobre los Índices
de Presión Especulativa

	Índice 1	Índice 2
Parámetros	coeficientes	
α_0	-0.223 (0.1110)	0.081 (0.0228)
α_1	1.197 (0.7656)	0.099 (0.1386)
ϕ_1	0.065 (0.0968)	0.189 (0.0781)
σ_0^2	0.930 (0.1462)	0.025 (0.0046)
σ_1^2	9.258 (3.2088)	0.442 (0.1171)
C_0	6.234 (0.0184)	3.643 (0.0326)
C_1	2.640 (0.0805)	2.309 (0.0738)
Log Verosimilitud	-87.907	86.076
P_{00}	0.98	0.93
P_{11}	0.88	0.84

Notas: Los errores standard asintóticos se muestran entre paréntesis.

α_0 , α_1 y σ_0 , σ_1 son los coeficientes relativos a las medias y las desviaciones típicas de los dos estados. ϕ_1 es el coeficiente autorregresivo, P_{00} P_{11} son las probabilidades de transición de permanencia en el estado de calma o tormenta, respectivamente.

Figura 1:
Prob. de que el estado actual sea el estado de crisis. $P(m_t=1)$. Índice1

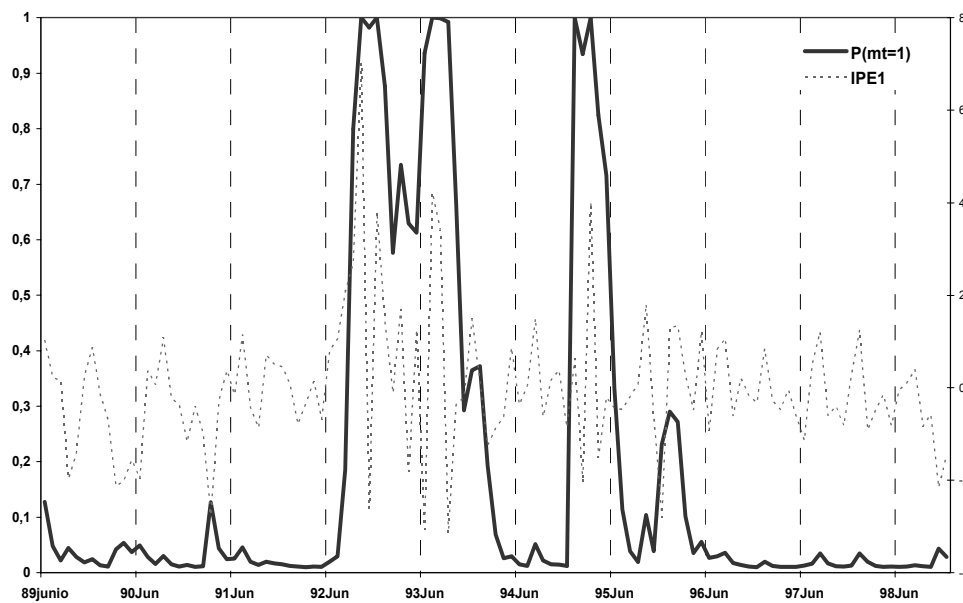
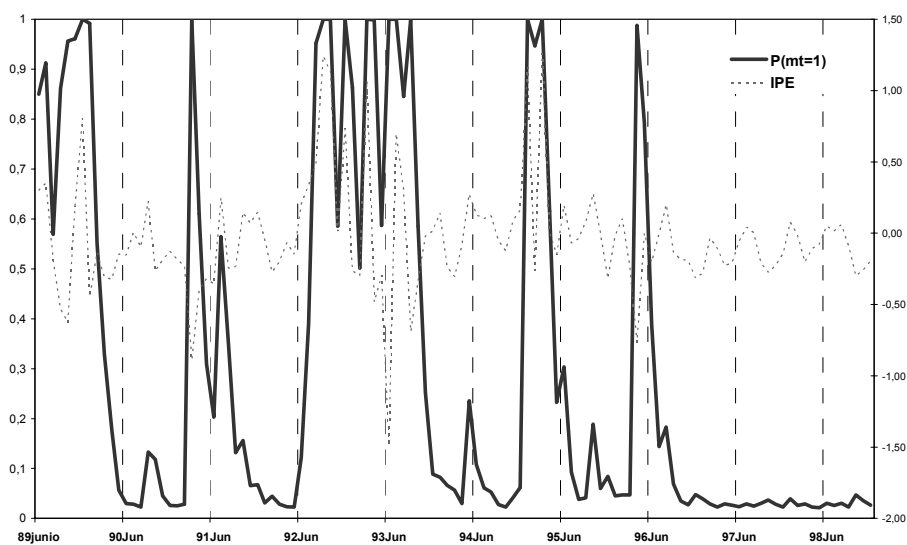


Figura 2:
Prob. de que el estado actual sea el estado de crisis. $P(m_t=1)$. Índice2



Durante todo el año 94, la estabilidad es la nota predominante. Sin embargo, en los primeros meses de 1995, el salto en la probabilidad, con cualquiera de los dos índices, es tan intenso como el correspondiente a las anteriores devaluaciones, a diferencia de los resultados obtenidos por Rodríguez (2002) al utilizar el diferencial de tipos de interés, como medida de las expectativas de devaluación. La diferencia posiblemente señale que el ajuste no se realizó vía tipos de interés, sino vía reservas y, por supuesto, variación del tipo de cambio aunque éste no llegara al límite máximo permitido dentro de su banda de fluctuación.

Finalmente, la incertidumbre política de la primavera de 1996, se refleja en un incremento en la probabilidad de crisis, que es mucho más intensa con el índice 2, que parece más sensible y que sólo apuntaba levemente al emplearse el diferencial de tipos de interés.

4. MODELO DE MARKOV CON SALTOS DE RÉGIMEN Y PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN VARIABLES ENTRE LOS ESTADOS

4.1 Ampliación del Modelo y Variables Exógenas

Una vez identificados los dos estados de la economía, el objetivo es averiguar la influencia de ciertas variables macroeconómicas sobre la probabilidad de crisis de la peseta. Las probabilidades p_{00} y p_{11} de salto de un régimen a otro (o la persistencia de uno de ellos), deben de poder variar dependiendo de otras variables potencialmente influyentes en el fenómeno objeto de estudio. De esta forma, el proceso estocástico m_t se especifica a través de una cadena de Markov no homogénea en el espacio de estados, $(0, 1)$ con el mecanismo de transición que se describe en la ecuación [4]. La parametrización de las probabilidades de transición se realiza a través de una función logística, como en Diebold, Lee y Weinbach (1994), Filardo (1994) y Durland y McCurdy (1994). Las estimaciones máximo verosímiles de los parámetros se han realizado mediante el algoritmo iterativo cuasi-Newton de Broyden- Fletcher- Goldfarb-Shanno.

$$\begin{aligned}
 P\{m_t = 0 / m_{t-1} = 0, \chi_t\} &\equiv q_t = \frac{\exp(c_0 + \beta_0 \chi_t)}{1 + \exp(c_0 + \beta_0 \chi_t)} \\
 P\{m_t = 1 / m_{t-1} = 1, \chi_t\} &\equiv p_t = \frac{\exp(c_1 + \beta_1 \chi_t)}{1 + \exp(c_1 + \beta_1 \chi_t)} \\
 P\{m_t = 1 / m_{t-1} = 0, \chi_t\} &\equiv 1 - q_t \\
 P\{m_t = 0 / m_{t-1} = 1, \chi_t\} &\equiv 1 - p_t
 \end{aligned} \tag{4}$$

dónde χ_t es cada una de las variables exógenas que pueden afectar a las probabilidades de estado, q_t y p_t son, respectivamente las probabilidades de transición variables del estado de calma, [$m_t=0$] y del estado o régimen de tormenta, [$m_t=1$]; Por otra parte, c_0 y c_1 son constantes y β_0 y β_1 son los parámetros de dichas probabilidades.

Es amplia la literatura económica que analiza, utilizando diferentes enfoques y metodologías, los nexos de unión entre la credibilidad de una zona monetaria y ciertas variables macroeconómicas. Sin embargo, ninguno de los modelos macroeconómicos es concluyente respecto a las variables a considerar.¹⁰ En este trabajo la elección descansa, básicamente, en la existencia de las diferentes aproximaciones teóricas a la explicación de los fenómenos de Crisis Monetarias, al igual que en el trabajo de referencia, Rodríguez (2002)

De esta manera, se emplean variables nominales que, de mostrarse relevantes estadísticamente, ratificarían la idea de ataques especulativos en la línea de los primeros modelos de crisis monetarias o *Modelos de Primera Generación* que culpaban a las políticas económicas demasiado expansionistas de la imposibilidad de mantener un tipo de cambio fijo. Por otro lado, se comprobará la significación de variables reales que, de ser influyentes en la probabilidad de crisis, llevarían a pensar en procesos especulativos con explicación cercana a los modelos de «cláusula de escape» o *Modelos de Segunda Generación* en los que una difícil situación cíclica de la economía puede llevar a un gobierno a tomar la decisión de devaluar o modificar su tipo de cambio si con ello puede mejorar la evolución de las variables macroeconómicas relativas a su situación coyuntural. Si ninguna de las anteriores fuera significativa, se podría sugerir la posibilidad de «crisis auto-realizables» («*Self-fulfilling*») como explicación a la generación de los ataques especulativos. En este caso, los desequilibrios acumulados podrían ser la causa de una reversión en las expectativas de los agentes económicos, provocando el salto de un equilibrio de la economía a otro, sin la participación de graves problemas macroeconómicos.¹¹

¹⁰ Utilizando el Ajuste de la Deriva, la relación entre credibilidad y fundamentos es analizada por: Caramazza (1993), Lindberg, Svensson y Söderlind (1993), Halikias (1994), Rose y Svensson (1994), Thomas (1994) y Campos (2002). Empleando otros enfoques, los principales estudios son: Drazen y Masson (1994), Edin y Vredin (1993), Chen y Giovannini (1994), Tronzano (1999), Jeanne (1997), Masson (1995), Mizrach (1995), Siklos y Tarajos (1996), Jeanne y Masson (2000), Martínez-Pería (1998), Piard (1999), Tudela (1999); Ayuso, Pérez-Jurado y Restoy (1993), Esteve, Sapena y Tamarit (1999), Campos y Rodríguez (2002) y Rodríguez (2002) para el caso español. En la especificación de los «Fundamentos» es posible considerar diferentes criterios. Knot, Sturm y de Haan (1997) y Esteve, Sapena y Tamarit (1999), critican que la selección puede resultar un tanto ecléctica.

¹¹ De nuevo se hace necesario remitir a un survey de modelos de crisis monetarias como los que aparecen en Blackburn y Sola (1993), Flood, y Marion (1999) o Rodríguez (2002),

Así, por un lado entre las variables reales¹² se emplean el índice de producción industrial español (IPI), el saldo de la balanza por cuenta corriente (B_{cc}), el tipo de cambio efectivo real (Tce) y la tasa de desempleo en España (U). Por otra parte, entre las variables monetarias se analiza la significación de la ratio de crecimiento de la cantidad de dinero (M), el diferencial de la cantidad de dinero entre España y Alemania (M-M*), la tasa de inflación en España (P), calculadas a partir de los índices de precios al consumo, el diferencial de las tasas de inflación entre los dos países (P-P*) y la variación interanual de la deuda pública.

En el caso de las variables reales, se consideran también las desviaciones de su tendencia a largo plazo,¹³ ya que al eliminar la tendencia, la variable muestra su perfil cíclico, siendo previsible que permita recoger las desviaciones coyunturales. Así, se pretende comprobar la existencia de efectos sobre las probabilidades de transición entre los estados de los shocks o perturbaciones a corto plazo que esas variables hayan podido sufrir. Estas variables se denotan utilizando el prefijo «HP».

Finalmente, se tienen en cuenta variables relativas a la existencia de la banda de fluctuación ya que no se debe ignorar la naturaleza censurada del tipo de cambio de la peseta en el periodo de pertenencia a las bandas de oscilación del SME y que, en la probabilidad que los agentes económicos asignan a la existencia de crisis especulativas, posiblemente consideran la posición de la moneda en esas bandas. Por esta razón, se incluye el diferencial del tipo de cambio nominal peseta/marco alemán respecto a la paridad central (DPC) y la misma variable respecto al límite máximo (máximo de depreciación) de fluctuación permitido (DBM). Con ello se pretenden capturar los «sentimientos del mercado» sobre la credibilidad de la Zona Monetaria posiblemente no correlacionados con las variables estándar «fundamentales» de la economía. Finalmente, se analiza la significación del tipo de cambio peseta/dólar estadounidense sobre todo teniendo en cuenta la estrecha relación de la economía norteamericana con las economías europeas y la influencia de la crisis del peso mexicano sobre la credibilidad de la peseta.

4.2 Resultados e Interpretación del Modelo de Markov con Probabilidades de Transición Variables

Debido a que los resultados de las estimaciones del Modelo con probabilidades de transición constantes en la sección anterior, arrojan mejores predicciones utilizando el segundo índice, las estimaciones con probabilidades de transición variables se han

¹² Los datos utilizados en las estimaciones han sido obtenidos de Datastream, base de datos facilitada en el centro de proceso de datos del Birkbeck College (Londres).

¹³ La tendencia de las series se ha obtenido a partir de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott, con un «parámetro de alisado» igual a 14.400. Hodrick y Prescott (1997).

realizado solamente para esta segunda especificación. Los resultados del modelo de Markov con probabilidades de transición variables sobre el índice 2 se muestran en las tablas 2 y 3. De nuevo, ha sido necesaria una especificación autorregresiva de orden 1.

Como demuestran los coeficientes de los parámetros de la tabla 2, ninguno de los β estimados para variables reales es significativo, a la vista de los estadísticos «t asintóticos» que se muestran entre paréntesis. Estos resultados refuerzan los resultados del trabajo de Rodríguez (2002) que empleando el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania como «proxi» de las expectativas de devaluación, tampoco halla vínculos entre crisis monetarias y fundamentos macroeconómicos reales de la economía.¹⁴

Tabla 2:
Modelo de Markov con Saltos de régimen. Probabilidades de Transición Variables Reales

	$B_{c/c}$	$hpB_{c/c}$	IPI	$hpIPI$	Tce	$hpTce$	U	hpU
α_0	-0.071 (-2.12)*	-0.073 (-2.098)	-0.072 (-1.983)	-0.075 (-2.079)	-0.0723 (-2.038)	-0.071 (-2.01)	-0.076 (-2.187)	-0.079 (-2.354)
α_1	1.399 (8.051)	1.379 (7.658)	1.3305 (7.512)	1.286 (6.769)	1.344 (7.657)	1.347 (7.59)	1.387 (7.168)	1.431 (7.454)
σ_0	0.166 (11.389)	0.167 (11.223)	0.169 (10.658)	0.168 (11.032)	0.169 (11.13)	0.168 (10.889)	0.168 (11.230)	0.167 (11.597)
σ_1	1.029 (5.703)	1.023 (5.398)	1.005 (5.171)	0.955 (4.203)	1.026 (5.029)	1.029 (4.599)	-1.029 (-5.592)	1.053 (5.623)
c_0	2.159 (1.414)	2.34 (5.211)	-9.131 (-1.088)	2.508 (5.039)	2.398 (5.379)	2.341 (5.292)	10.282 (1.321)	2.39 (5.571)
c_1	-3.311 (-1.519)	-0.066 (-0.103)	3.308 (0.229)	0.241 (0.376)	-0.685 (-0.713)	-0.642 (-0.635)	7.915 (-0.522)	-0.166 (-0.238)
β_0	-9.465 (-0.124)	-1.314 (-0.143)	114.582 (1.343)	-0.108 (-0.784)	65.039 (1.317)	6.361 (1.17)	-51.46 (-1.063)	-0.23 (-0.279)
β_1	-155.56 (-1.503)	-12.588 (0.694)	-37.248 (-0.248)	-0.158 (-0.675)	-30.891 (-0.739)	-3.761 (-0.736)	-50.908 (-0.531)	-2.702 (-1.605)
γ_1	0.438 (6.067)	0.438 (6.055)	0.445 (5.862)	0.45 (5.936)	0.443 (6.351)	0.44 (6.158)	0.426 (5.968)	0.421 (6.072)
Log Verosimilitud	82.2961	81.9427	83.5428	82.1245	83.6361	83.3798	83.7171	83.5174
Q (20)	19.12 (0.514)**	21.149 (0.388)	22.553 (0.311)	20.537 (0.425)	21.438 (0.372)	22.16 (0.332)	19.292 (0.503)	20.461 (0.43)
Q (50)	75.02 (0.013)	78.098 (0.007)	75.57 (0.011)	77.84 (0.01)	75.287 (0.011)	76.679 (0.009)	65.262 (0.072)	74.74 (0.013)
Q₂(20)	15.809 (0.728)	17.749 (0.604)	12.459 (0.899)	19.748 (0.474)	10.771 (0.952)	12.957 (0.879)	12.92 (0.881)	14.016 (0.83)
Q₂(50)	46.702 (0.607)	48.705 (0.525)	41.571 (0.796)	54.156 (0.319)	25.15 (0.999)	28.403 (0.994)	38.383 (0.885)	42.164 (0.777)

Notas: * La razón t de Student, obtenida a partir de los «cuasi-máximo» verosímiles errores estándar,¹⁶ se incluye bajo cada parámetro estimado entre paréntesis.

** Test de dependencia en el tiempo, lineal y no lineal de los residuos del modelo estimado, basados en el estadístico Q de Ljung-Box para las 20 y 50 autocorrelaciones de los residuos estandarizados y sus cuadrados, así como los P valores entre paréntesis.¹⁷ El nivel de significación es del 5%. c_0 y c_1 son constantes y β_0 y β_1 los coeficientes relativos a las probabilidades de permanencia en el estado de calma, q_1 y tormenta, p_e respectivamente.

En lo referente a las variables nominales, ninguna de ellas es significativa, como muestra la tabla 3. Hay que tener en cuenta que en este caso no es posible comprobar la relevancia de los flujos de reservas internacionales en poder del Banco Central como determinante de las probabilidades de transición ya que es una de las series que componen el índice, y ésta era la única variable significativa en el trabajo de Rodríguez (2002). El resto de los fundamentos monetarios revelan escasa influencia en la probabilidad de cambio de régimen de la economía¹⁵.

De nuevo, las variables relativas a la banda de fluctuación en las expectativas de devaluación, distancia a la paridad central, DPC y distancia al límite máximo de fluctuación, DBM, son significativas. Realmente son variables muy relacionadas, cuando mayor sea la distancia a la paridad central de la peseta, menor puede ser la primera. Sin embargo el análisis ha de ser cuidadoso ya que las desviaciones respecto a la paridad central pueden implicar apreciación o depreciación de la moneda. La relevancia de estas variables ratifica los resultados del trabajo de referencia anterior al ser significativa la distancia a la banda máxima de depreciación del tipo de cambio y los amplía al mostrarse significativa también la distancia a la paridad central. En el

caso de DPC, puesto que $\frac{dq_t}{d\chi_t}$ tiene el mismo signo que $\beta_0 < 0$, esto supone que, estando en el estado de calma, sin ataques, un aumento de la distancia a la paridad central $-\chi_t$ reduce la probabilidad de permanecer en calma, o bien análogamente, incrementa la probabilidad de salto de la economía al régimen de tormenta desde el estado de calma. [Figura 3]. Es cierto, sin embargo, y estos son los resultados, que β_1 es también significativo y negativo lo cual muestra un resultado poco coherente ya que, indica que, en el estado de crisis, un incremento de la distancia a la paridad central reduce la probabilidad de continuar en crisis o bien, que se incrementa la probabilidad de salto al estado de calma... Esta incoherencia en los resultados podría deberse a la doble lectura que puede o debe hacerse de esta variable ya que el alejamiento de la paridad central puede deberse a una depreciación o a una apreciación del tipo de cambio...

¹⁴ Como se señala en ese estudio, tampoco para el franco francés encuentran Psaradakis, Sola y Tronzano (1999) relación entre crisis monetarias y fundamentos macroeconómicos reales.

¹⁵ La ratio de crecimiento de la cantidad de dinero y la variación de la deuda pública presentan valores más elevados de la «razón t» de student que el resto de las variables, aunque es cierto que a niveles de significación menores al 5%.

¹⁶ Hamilton (1994) capítulo 5, pg. 142-145.

¹⁷ Ljung y Box (1978) y McLeod y Li (1983)

Tabla 3
Modelo de Markov con Saltos de régimen. Probabilidades de Transición
Variables. Variables Nominales

	M	M-M*	P	P-P*	Deuda	Tc\$	DPC	DBM
α_0	-0.076 (-2.142)*	-0.072 (-2.11)	-0.071 (-2.064)	-0.076 (-2.174)	-0.068 (-1.88)	-0.074 (-2.053)	-0.101 (-2.645)	-0.085 (-2.21)
α_1	1.291 (6.141)	1.40 (7.684)	1.371 (8.219)	1.329 (7.52)	1.363 (8.024)	1.33 (7.32)	1.204 (4.966)	1.308 (6.92)
σ_0	0.169 (11.21)	0.168 (11.47)	0.166 (10.786)	0.168 (11.415)	0.171 (10.586)	0.168 (10.789)	0.194 (16.912)	0.186 (14.676)
σ_1	0.976 (4.127)	1.046 (5.361)	1.023 (5.694)	0.999 (5.336)	-1.053 (-4.726)	1.001 (5.087)	0.845 (4.323)	0.878 (4.872)
c_0	2.405 (3.845)	2.342 (5.529)	3.631 (1.97)	2.295 (5.003)	2.217 (4.89)	-8.283 (-0.523)	3.689 (4.875)	-7.958 (-1.932)
c_1	0.743 (1.22)	-1.183 (-0.783)	-4.522 (-1.082)	-0.005 (-0.008)	-1.542 (-0.967)	1.458 (0.06)	1.553 (1.283)	-2.385 (-0.597)
β_0	15.0885 (0.23)	-5.3429 (-0.164)	-2.8009 (-0.775)	0.6496 (0.536)	0.9868 (1.26)	22.2476 (0.667)	-33.6109 (-2.564)	115.9985 (2.111)
β_1	-55.787 (-1.063)	-94.047 (-1.405)	8.091 (1.079)	0.061 (0.037)	2.282 (0.862)	-2.773 (-0.055)	-105.289 (-2.237)	26.395 (0.529)
γ_1	0.45 (6.357)	0.436 (6.147)	0.436 (6.091)	0.441 (6.398)	0.445 (6.049)	0.445 (5.951)	0.449 (5.737)	0.469 (6.169)
Log Verosimilitud	82.013	83.163	83.223	81.800	83.875	82.64	85.815	90.377
Q (20)	37.616 (0.0099)**	17.847 (0.598)	25.435 (0.185)	25.285 (0.191)	37.034 (0.012)	22.237 (0.328)	26.254 (0.158)	15.048 (0.774)
Q (50)	106.964 (0.0000)	67.851 (0.0471)	84.595 (0.0016)	86.034 (0.0012)	74.017 (0.0153)	80.335 (0.0042)	82.597 (0.0025)	50.436 (0.4561)
Q₂(20)	51.868 (0.0001)	14.288 (0.816)	25.956 (0.167)	19.755 (0.473)	67.285 (0.0000)	18.674 (0.543)	13.687 (0.846)	6.965 (0.997)
Q₂(50)	87.165 (0.0009)	43.866 (0.717)	43.895 (0.716)	50.63 (0.449)	88.91 (0.0006)	50.845 (0.44)	43.118 (0.744)	33.619 (0.964)

Notas: * La razón t de Student, obtenida a partir de los «cuasi-máximo» verosímiles errores estándar», se incluye bajo cada parámetro estimado entre paréntesis.

** Test de dependencia en el tiempo, lineal y no lineal de los residuos del modelo estimado, basados en el estadístico Q de Ljung-Box para las 20 y 50 autocorrelaciones de los residuos estandarizados y sus cuadrados, así como los p- valores entre paréntesis. El nivel de significación es del 5%.

c_0 y c_1 son constantes y β_0 y β_1 los coeficientes relativos a las probabilidades de permanencia en el estado de calma, q_1 y tormenta, p_1 respectivamente.

Figura 3
Probabilidad de Crisis y Probabilidad de permanecer en el estado de calma
al introducir la distancia a la paridad central

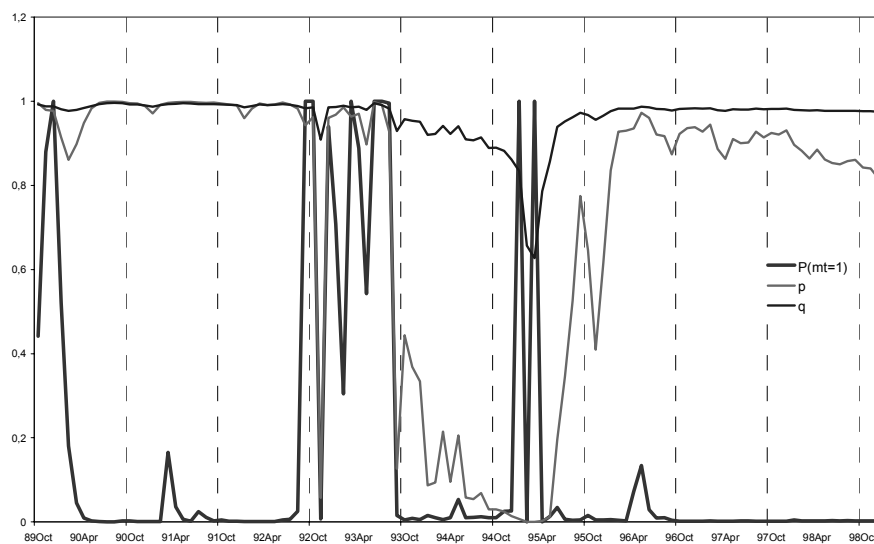
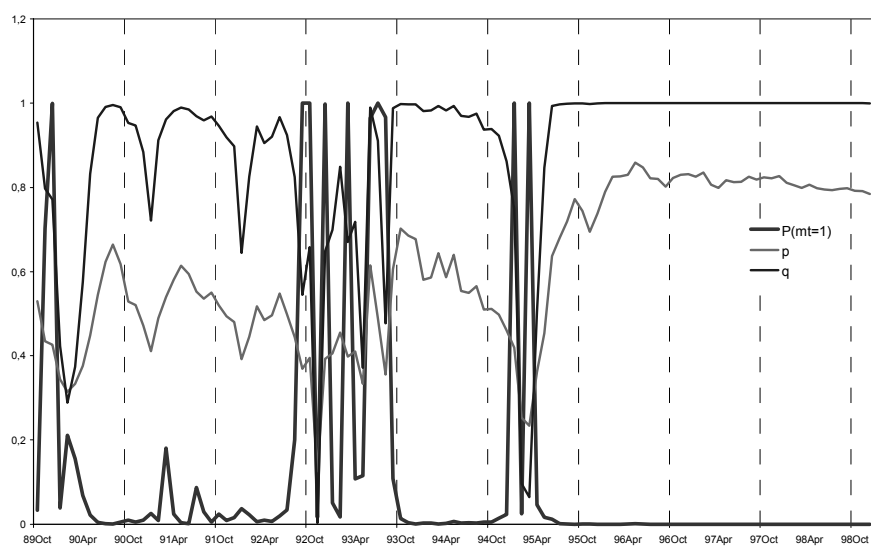


Figura 4
Probabilidad de Crisis y Probabilidad de permanecer en el estado de calma y
de tormenta al introducir la distancia a la banda máxima



Al analizar los resultados con la variable DBM, éstos son los mismos que los que se obtienen con la variable diferencial de tipos de interés. Tan sólo β_0 es significativo y su signo positivo indica que incrementos en la distancia al límite superior de la banda de fluctuación, incrementan la probabilidad de permanecer en el estado de calma o bien reducen la probabilidad de salto al estado de tormenta. [Figura 4]

Podemos concluir que los resultados utilizando cualquiera de las variables «proxi» de las expectativas de devaluación de la moneda son muy similares. De este último estudio, podríamos haber obtenido una nueva variable influyente en las probabilidades de transición entre los estados, la distancia a la paridad central, pero el resultado de la estimación ha ofrecido cierta incoherencia en el signo de los parámetros estimados. Sin embargo, la intuición al considerarla parece correcta.

5. CONCLUSIONES Y PRINCIPALES APORTACIONES

En primer lugar señalar que la aplicación del modelo de Markov con saltos de régimen y probabilidades de transición constantes sobre los dos índices de Presión Especulativa, parece ayudar a la correcta identificación de los episodios de crisis especulativas de la peseta durante su pertenencia al SME. A partir de los resultados obtenidos en la segunda sección, se puede sugerir la adecuación del modelo para diferenciar entre periodos de tempestad monetaria y calma, confirmando los resultados obtenidos en el trabajo de Rodríguez (2002) al diferenciarse muy claramente tres etapas de perturbaciones:

1. Una primera, al comienzo de la muestra, coincidiendo con la incorporación de la peseta al Mecanismo de Cambios e Intervención del SME;
2. La segunda etapa es el reflejo de la tormenta monetaria del 92-93, que en el caso de la peseta se saldó con tres devaluaciones y el paso a un sistema de cambios «cuasi-flexible», con una banda de oscilación del $\pm 15\%$ y,
3. Finalmente, después de la crisis del peso mexicano, en Diciembre de 1994, vuelve a detectarse alta probabilidad de crisis posiblemente derivada de la inestabilidad del dólar estadounidense, así como de los posibles efectos de redistribución y contagio de las crisis monetarias.

Sin embargo, al emplear el diferencial de tipos de interés [Rodríguez (2002)] la última etapa representaba un salto en la probabilidad de crisis menor...al menos hasta la ampliación del modelo con probabilidades de transición variables con la variación de reservas internacionales. Con los índices de presión especulativa se logran valores similares a los que se presentan en las etapas anteriores, tradicionalmente más turbulentas, previsiblemente gracias a que una de las series que componen las medidas de presión especulativa es, precisamente la variación de reservas. Además, el índice 2, recoge nítidamente la incertidumbre política de los primeros meses de 1996, después de la exigua victoria del Partido Popular en Marzo de ese año, que en

aquel trabajo también se apunta pero de forma menos importante. Por otro lado, la ampliación del modelo para permitir probabilidades de transición variables entre los estados puede constituir la parte más novedosa. La aplicación del modelo sobre el segundo índice de presión especulativa aunque se ve limitado al excluir la variación de reservas del análisis, al ser una de las variables componentes del índice, su relevancia ha sido ya testada en el estudio con probabilidades constantes con lo que no parece existir ninguna pérdida de información. Al contrario, en este nuevo estudio, se consigue confirmar la relevancia de las variables que capturan los «sentimientos del mercado» sobre la credibilidad de la banda de fluctuación y relativas a la naturaleza censurada del tipo de cambio de la peseta en las bandas del SME, al ratificar la significación de la distancia del tipo de cambio a la banda máxima de fluctuación y añadir la distancia a la paridad central como relevante en las probabilidades de transición entre los estados de calma y tormenta. Parece que cuando el tipo de cambio se encuentra cerca de su límite máximo de depreciación o demasiado alejado de su paridad central, es más probable la existencia de un ataque especulativo.

La evidencia empírica encontrada nos conduce al igual que en Rodríguez (2002) al rechazo de la idea propuesta por los *Modelos de Segunda Generación* [o «*Clausula de Escape*»] de crisis monetarias, porque se desestima la importancia de las variables reales en la probabilidad de saltos del estado de calma al de tormenta. Como en aquel estudio, estos nuevos resultados parecen ir contra la idea propuesta por esos modelos que culpan de las turbulencias a la existencia de «shocks» en los fundamentos reales de la economía al situar a las autoridades monetarias ante el dilema de mantener la paridad o su estabilidad interna¹⁸. De nuevo, sugerimos el carácter monetario de las perturbaciones sufridas por la peseta en el periodo de estudio y su adaptación a los *Modelos de Primera Generación*.

En el periodo en el que se ha finalizado la redacción de este trabajo, la Unión Monetaria es ya un hecho para millones de europeos y puede serlo en no mucho tiempo para aquellos otros países que acaban de incorporarse a la Unión Europea en Mayo de 2004 o que no lo hicieron antes como Gran Bretaña, Suecia o Dinamarca. La importancia de nuestros resultados radica en que continúa siendo condición esencial la permanencia de dos años sin realineamientos en el Sistema Monetario Europeo antes del paso a la Unión Monetaria, por lo que recomendar el control de ciertas variables, como la variación de las reservas internacionales o las relativas a la posición del tipo de cambio en las bandas del Sistema, puede ser una buena ayuda para aquellos países que desean mantener la estabilidad de los tipos de cambio de sus monedas.

¹⁸ Caramazza (1993), Chen y Giovannini (1994), Isard (1994), Thomas (1994), Masson (1995), Mizrach (1995), Jeanne (1997) y Jeanne y Masson (2000) son algunos ejemplos de trabajos en los que se encuentra apoyo empírico a los modelos teóricos de cláusula de escape que relacionan variables reales y perturbaciones monetarias.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AVESANI, R.G. Y 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, M. PÉREZ JURADO Y F. RESTOY (1993), «Indicadores de Credibilidad en un régimen Cambiario: El caso de la Peseta en el SME», Banco de España, *Servicio de Estudios*, Enero 1993.
- BERTOLA, G. Y R.J. CABALLERO (1992), «Target Zones and Realignment», *American Economic Review*, 82, 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.
- BLACKBURN, K. M. SOLA. (1993), «Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises», *Journal of Economic Surveys*, 7, 119-144
- BRANSON, W. (1994), «Comments to European Exchange Rate Credibility Before the Fall by Andrew Rose and Lars Svensson», *European Economic Review*, 38, 1217-1220.
- CALVO, G. A. (1998), «Para comprender el virus Ruso», *Sistemas Financieros ante la Globalización*, Guitián, y Varela, (Coordinadores) ed. Pirámide. Madrid. 2000.
- CAMPOS, M.I. (2002), «¿Explica un Modelo de Elección Discreta las Crisis de la Peseta en el Periodo de Bandas?», *Revista de Economía Aplicada*, Número 29 vol.X , otoño 2002.
- CAMPOS, M.I. Y RODRÍGUEZ, M.A (2000), «Crises and Credibility in a Target Zone: A Logit from a Markov-Switching Model», *Documentos de Economía y Finanzas Internacionales [FEDEA] DEFI 00/05*, Octubre de 2000
- CAMPOS, M.I. Y RODRÍGUEZ, M.A (2002), «Ciclo Económico y Presiones Especulativas en un Sistema de Bandas», *Información Comercial Española, Revista de Economía*, 796, Enero.
- CARAMAZZA, F. (1993), «French-German Interest Rates Differentials and Time-Varying Realignment Risk», *IMF Staff Papers*, 40, 567-583
- CHEN, Z. Y A. GIOVANNINI (1993), «The Determinants of the Realignment Expectations under the EMS-Some Empirical Regularities», *CEPR Discussion Paper 790*
- CHEN, Z. Y A. GIOVANNINI (1994), «The Credibility of Adjustable Parities: the Experience of the European Monetary system», Ch. 7 in Kenen P.B., Papadia F., y F. Saccomanni (eds.), *The International Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge
- CORSETTI, G, P. PESENTI Y N. ROUBINI (1998), «Paper Tigers? A Preliminary Assessment of the Asian Crisis». *Mimeo*, Yale University, Princeton University y New York University, junio.
- DIEBOLD, F.X. J.-H. LEE Y G.C. WEINBACH (1994), «Regimen Switching with Time-Varying Transition Probabilities» C. Hargreaves (ed.) *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford: Oxford University Press.

- DRAZEN, A., Y P.R. MASSON (1994), «Credibility of Policies Versus Credibility of Policy-Makers», *Quarterly Journal of Economics*, 109, 735-754.
- DURLAND J.M. Y T.H. MC CURDY (1994), «Duration-Dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP Growth», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 279-88
- EDIN, P. Y A. VREDIN (1993), «Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries», *The Economic Journal*, 103: 161-175.
- EICHENGREEN, B. Y C. WYPLOSZ, (1993), «The Unstable EMS», *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 51-143
- EICHENGREEN, B., A.K. ROSE, Y C. WYPLOSZ (1994), «Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration With Special Reference to the European Monetary System» in M. Canzoneri, P. Masson, y V. Grilli (eds.), *The New Transatlantic Economy*, Cambridge University Press for CEPR, Cambridge.
- EICHENGREEN, B., A.K. ROSE Y C. WYPLOSZ, (1995), «Exchange Market Mayhem: The antecedents and aftermath of Speculative Attacks» *Economic Policy* 21, pg. 249-312
- EICHENGREEN, B., A.K. ROSE, Y C. WYPLOSZ (1996), «Contagions Currency Crises», *NBER Working Paper*, 5681.
- ESTEVE, V., SAPENA, J. Y TAMARIT, C. (1999), «Expectativas de devaluación y variables macroeconómicas. El caso de España» *Información Comercial Española. Revista de Economía*, Vol. 780, 35-48, Septiembre.
- FILARDO, A.J (1994), «Business- Cycle Phases and Their Transitional Dynamics», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.
- FLOOD, R.P., Y P. M. GARBER, (1984), «Collapsing Exchange Rate regimes: Some Linear Examples», *Journal of International Economics* 17, 1-13.
- FLOOD, R.P., Y N. MARION, (1999), «Perspectives of the Recent Currency Crisis Literature», *International Journal of Finance and Economics*, 4, 1-26.
- GÓMEZ PUIG, M. Y J.G. MONTALVO (1997), «A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS», *European Economic Review*, 41, 8, Agosto, 1511-1535.
- GUITIÁN, M. Y VARELA, F. (2000), «Sistemas Financieros ante la Globalización», ed. Pirámide. Madrid.
- HALIKIAS, I. (1994), «Testing the credibility of Belgium ´s Exchange Rate Policy», *IMF Staff Papers*, 41, 350-366
- 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.
- HODRICK, R.J., Y E. C. PRESCOTT (1997), «Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation», *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16
- ISARD, P. (1994), *Exchange Rates Economic*, Cambridge University Press, Cambridge UK.
- JEANNE, O. (1997), «Are Currency Crises self-fulfilling? A test», *Journal of International Economics*, 43 263-286
- JEANNE, O., P. MASSON, (2000), «Currency Crisis, Sunspots and Markov-Switching Regimes», *Journal of International Economics*, Vol 50, 2, 327-350
- KAMINSKY, G. L. Y C. M. REINHART (1998), «Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now», *American Economic Review*, Vol. 88, 2, Mayo, 445-448
- KAMINSKY, G., S. LIZONDO Y C.M. REINHART, (1998), «Leading Indicators of Currency Crises» *IMF Staff Papers*, 45, 1-48
- KAMINSKY, G. L. Y C. M. REINHART (1999), «The Twin Crisis: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems», *American Economic Review*, Vol. 89, 3, Junio, 473-500
- KNOT, K., STURM, J. Y J. DE HAAN (1997), «The Credibility of European Exchange Rate Mechanism», *Oxford Economic Papers*, vol. 50(2), 186-200, Abril.
- KRUGER, M., PN. OSAKWE Y J. PAGE (1998), «Fundamentals, Contagion and Currency Crises: An Empirical Analysis», *Working Papers*, 98-10, International Department, Bank of Canada.
- LEDESMA, F.J., M. NAVARRO, J.V. PÉREZ Y S. SOSVILLA (1999), «Una Aproximación a la Credibilidad de la peseta en el SME», *Moneda y Crédito*, 209: 195-230.
- LINDBERG, H., L.E.O. SVENSSON Y P. SÖDERLIND (1993), «Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92», *The Economic Journal*, 103, 420, September: 1170-1179
- LIUNG, G.M. Y G.E.P. BOX (1978), «On a Mesure of Lack of Fit in Time Series Models», *Biometrika*, 65, 297-303.
- MARTÍNEZ-PERIA, M. S. (1998), «A Regimen Switching Approach to the Study of Speculative Attacks: A focus on the EMS Crises». *Mimeo*, Department of Economics, University of California, Berkley.
- MASSON, P.R. (1995), «Gaining and Losing Credibility: The Case of the United Kingdom», *Economic Journal*, 105, 571-582.
- MCLEOD, A.I. Y W.K. LI (1983), «Diagnostic Checking ARMA Time Series Model Using Squared-Residuals Autocorrelations», *Journal of Time Series Analysis*, 4, 269-273.
- MIZRACH, B. (1995), «Target Zone Models with Stochastic Realignment: an Econometric Evaluation», *Journal of International Money and Finance*, 14, 5, October: 641-657.
- MORENO, R. (1995), «Macroeconomic Behaviour During Periods of Speculative Pressure or Realignment: Evidence from Pacific Basin Economies», *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 3, 3-16.

- PERRY, G. E. Y D. LEDERMAN, (2000), «Ajustes Después de los Ataques Especulativos en América Latina y Asia: ¿Historia de Dos Regiones?», *Estudios del Banco Mundial sobre América Latina y el Caribe. Puntos de vista*. Banco Mundial. Washington D.C.
- PIARD, S. (1999), «New Empirical Evidence on The French Currency Crises», *Mimeo*, Department of Economics, London Guildhall University.
- PORTES, R. (1993), «El SME y la UEM después del desastre», *Revista del Instituto de Estudios Económicos*, 2, 113-140
- PSARADAKIS, Z., M. SOLA (1998a), «Finite-Sample Properties of the Maximum Likelihood Estimator in Autoregressive Models with Markov-Switching», *Journal of Econometrics*, 86, 369-386
- PSARADAKIS, Z., M. SOLA (1998b), «Generated Regressors and Markov-Switching Models», *Mimeo*, Department of Economics, Birkbeck College, University of London.
- PSARADAKIS, Z., M. SOLA Y M. TRONZANO (1999), «Target Zone Credibility and Economic Fundamentals», *Mimeo*, Department of Economics, Birkbeck College, University of London.
- RADELET, S. Y SACHS, J.D. (1998), «The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects», *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 1-90.
- RODRÍGUEZ, M. A. (1999): «Qué grado de Presión Especulativa Soportó la Peseta en el Periodo de Bandas del SME», *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, 14, 189-206
- RODRÍGUEZ, M. A. (2001): «Génesis y Anatomía de las crisis de la Peseta en las Bandas del SME», *Revista de Estudios Europeos*, 28, Mayo-Agosto.
- 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*, Vol. 20-III.
- ROSE, A. Y SVENSSON, L.E.O. (1994), «European Exchange Credibility Before the Fall», *European Economic Review*, 38, 1185-1216
- SACHS, J., TORNELL, A. Y A. VELASCO (1996), «The Mexican Peso Crisis: Sudden Death or Death Foretold?», *Journal of International Economics*, Vol. 41,3/4, 265-283.
- SIKLOS, P.L., Y R. TARAJO (1996), «Fundamentals and Devaluation Expectations in Target Zones: Some New Evidence from ERM», *Open Economies Review*, 7, 35-59
- SVENSSON, L.E.O. (1993), «Assesing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in ERM, 1979-1992», *European Economic Review*, 37, 763-802
- TAYLOR, M. P. (1995), «The Economics of Exchange Rates», *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIII, 13-47
- THOMAS, A.H. (1994), «Expected Devaluation and Economic Fundamentals», *IMF Staff Papers*, 41, 262-285

- TRONZANO, M. (1999), «Macroeconomic Fundamentals and Exchange Rate Credibility. Further Evidence on the Italian Experience from a Regime-Switching Approach», *Mimeo*, University of Genoa and Birkbeck College.
- TUDELA, M. (1999), «Explaining Currency Crises: A Duration Model Approach», *Mimeo*, London School of Economics.
- WERNER, A.M. (1995), «Exchange Rates Target Zones, Realignment and the Interest Rate Differential: Theory and Evidence», *Journal of International Economics*, 39, 353-367
- WYPLOSZ, C. (1989), «Asymmetry in the EMS: International or Systemic?», *European Economic Review*, 33, 310-320
- WYPLOSZ, C. (1990), «EMS Puzzles», *Revista Española de Economía*, 7, 1, 33-66