

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Variables fundamentales o ataques “Self-fulfilling”? Una explicación a las crisis de credibilidad de la peseta española

M. Araceli Rodríguez López

EEE 90

February, 2001



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

¿Variables fundamentales o ataques “Self-fulfilling”? Una explicación a las crisis de credibilidad de la peseta española.

M. Araceli Rodríguez López*
Universidad de Valladolid (España)

Enero 2001

Resumen

El análisis de los periodos de turbulencia de la moneda española dentro de la disciplina del SME es el marco de este trabajo. Sin embargo, se hace imprescindible no sólo la identificación de estos periodos de intranquilidad sino también la explicación de los mismos. El objetivo de este trabajo es averiguar si las crisis de la peseta española son resultado de variables reales y/o monetarias de la economía o bien se puede calificar la marea de perturbaciones como “Self-fulfilling attacks”. El modelo de Markov con saltos de régimen y probabilidades de transición variables intenta responder a esta cuestión

Palabras Clave: Crisis monetarias, Modelo de Markov, Probabilidades de transición variables.

JEL: F3 - International Finance.

**Agradecimientos: Este trabajo ha recibido las sugerencias y la ayuda en las estimaciones de los profesores Martin Sola y Haris Psaradakis durante la estancia que la autora realizó en el Birkbeck College de la Universidad de Londres. También mi agradecimiento a mi director de Tesis Doctoral, Zenón Jiménez-Ridruejo. Este trabajo se ha beneficiado del apoyo financiero recibido por la CICYT [SEC97-1379]*

*Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Valladolid. Avda Valle Esgueva, 6, 47.011-Valladolid (España). Tf: +34 983 423392. Fax: +34 983 423299. E-mail: araceli@eco.uva.es

1 Introducción

La década de los 90 ha sido testigo de algunas crisis monetarias y financieras dramáticas. Las turbulencias sufridas por el Sistema Monetario Europeo en 1992-93, las tormentas de los países Latino-Americanos (México, sobre todo) en 1994-95 y más recientemente el colapso financiero de algunas economías asiáticas, o de Rusia y Brasil han reavivado el interés sobre este tipo de procesos. En los últimos meses, incluso, debemos percatarnos de la evolución del Euro, sometida a vaivenes, desde su nacimiento, en ocasiones muy virulentos.

Sin embargo, a pesar de los numerosos intentos de la literatura teórica y empírica de *“Currency Crises”* no existe consenso sobre las razones que conducen a fenómenos de tal magnitud, la cuestión continúa centrada en dotar de alguna explicación a procesos especulativos tales que conducen a la crisis de una moneda y, finalmente a devaluar o abandonar el sistema de cambios fijo.

Este trabajo se centra en las crisis de la moneda española en el periodo de pertenencia al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del Sistema, (19 de Junio de 1989 hasta Diciembre de 1998). Hasta la tormenta monetaria que afectó al SME, en 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 cuestiona tales políticas. Debemos saber si esos ataques especulativos tuvieron su origen en las variables fundamentales de la economía o bien respondieron a expectativas autorrealizables.

El resultado final será relevante para prevenir o anticipar tales procesos. Si podemos concluir que la inconsistencia de las políticas económicas articuladas por los países está de alguna forma relacionada con las crisis de credibilidad, entonces podríamos extrapolar las condiciones en las que se producen e intentar evitar los desequilibrios macroeconómicos, promoviendo la convergencia hacia países más virtuosos. Si por el contrario, la extrema volatilidad del tipo de cambio en momentos de turbulencias, no se puede asociar a ninguna de las variables fundamentales de la economía, podremos argumentar que las crisis se producen por expectativas autorrealizables de los agentes, lo que la literatura

ha denominado ataques “self-fulfilling”. La única solución en ese caso sería la introducción de controles de capital que redujeran los flujos especulativos o al menos los penalizaran.

2 Marco de estudio y Objetivos del análisis.

La literatura sobre crisis monetarias ha utilizado diferentes enfoques y metodologías, tanto teóricas como empíricas¹. Por un lado, los primeros modelos de crisis o *modelos de Primera Generación*, asumieron que las políticas macroeconómicas llevadas a cabo por las autoridades económicas eran inconsistentes con el mantenimiento de un tipo de cambio fijo. En estos modelos se concede una importancia vital a la debilidad de los fundamentos macroeconómicos provocados por políticas fiscales o monetarias demasiado expansionistas que conducen a una constante pérdida de reservas internacionales e irremediablemente, forzaban a las autoridades al abandono de la paridad fija o a la devaluación². Los *modelos de Segunda Generación* enfatizan la posibilidad de shocks aleatorios sobre todo en variables reales que influyen los incentivos de las autoridades monetarias para el abandono de la paridad o para devaluar. Incluso, cuando las políticas macroeconómicas son consistentes con la política de tipo de cambio fijo, el ataque por sí mismo, induce a la adopción de políticas expansionistas que validan esos ataques. Un supuesto crucial es que las políticas económicas responden a cambios en la economía y no están predeterminadas, teniendo en cuenta esa relación, los agentes económicos privados, en sus expectativas. Las actuaciones en los mercados y las expectativas son las que conducen a cambios en la políticas económica³. La elección de las variables que utilizaremos en la segunda parte de este estudio se ha basado en

¹Para una revisión de la literatura Blackburn y Sola (1993), Jeanne (1997) y Flood y Marion (1998).

²Los estudios seminales sobre crisis monetarias o de Balanzas de Pagos fueron presentados por Steven Salant y Dale Henderson (1978) en el contexto de ataques al precio del oro. Paul Krugman (1979) aplicó el modelo de Salant y Henderson al tipo de cambio. Robert Flood y Peter Garber (1984) construyeron un modelo lineal simplificando el análisis de Krugman y extendiéndolo a un entorno estocástico.

³Obstfeld (1986) es el primer estudio sobre la posibilidad de ataques especulativos “autorrealizables” (“Self-fulfilling”) a un tipo de cambio fijo. El trabajo más representativo y fuente de la literatura posterior es Obstfeld (1994).

la existencia de ambos enfoques.sobre Crisis Monetarias.

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 “proxi” de las expectativas de devaluación. Uno de los métodos más conocidos y empleados para el cálculo de esas expectativas de realineamiento ha sido el ajuste de la deriva o “Drift Adjustment Method”⁴. 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 “Zonas Monetarias”, la asunción de paridad de intereses no cubierta y la consideración de los valores pasados de las variables fundamentales de la economía la hacen una aproximación empírica poco aplicable a las crisis experimentadas por economías emergentes. Además, como señalan Gómez-Puig y Montalvo (1997) el ajuste de la deriva se basa en el conocimiento “ex-post” de las fechas en las que se produjeron los realineamientos lo que conduce a una distribución condicionada diferente a la distribución “ex-ante”⁵.

Por estas razones, se hace necesaria la búsqueda de un método que permita considerar conjuntamente las distribuciones generadas por dos posibles estados de la economía. En nuestro caso, los regímenes posibles son calma o credibilidad y crisis especulativa. En este contexto, puede ser adecuado el empleo de la metodología propuesta por Hamilton (1989, 1994), *Modelos de Markov con Saltos de Régimen* (Markov-Switching Models)⁶. De esta manera, nos planteamos como primer objetivo la identificación de los diferentes momentos de ataque especulativo sufridos por la Peseta española, agupando las observaciones según una variable de estado no observada.

⁴Svensson (1993) y Bertola y Svensson (1993).

⁵Rose 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 una compendio de las posibles críticas realizadas a este procedimiento.

⁶Esta metodología ya ha sido utilizada en trabajos anteriores de credibilidad como: Jeanne (1997), Jeanne y Masson (1998), Martínez- Peria (1998), Piard, S. (1999), Tronzano, M. (1999), Psaradakis, Z. Sola, M. Tronzano, M. (1999).

Con el fin de lograr separar los dos estados posibles de la naturaleza, calma y especulación, utilizaremos el diferencial de tipos de interés español y alemán como variable endógena, “proxi” de las expectativas de devaluación. Esta variable ya ha sido utilizada con esta finalidad en trabajos anteriores⁷, justificando su elección a la vista de la similitud en los resultados obtenidos a través del ajuste de la deriva y del diferencial de tipos de interés y siendo ésta la medida que provoca menos efectos adversos sobre las propiedades de los estimadores y los tests aplicados a los modelos de Markov con saltos de régimen⁸. Además, trabajos anteriores de credibilidad de la Peseta en las bandas del Sistema⁹, concluyen que la utilización del método del ajuste de la deriva, es conveniente sólo al dividir la muestra en la fecha de ampliación de la banda de fluctuación (2 Agosto de 1993). El posible sesgo introducido al tomar dos periodos muestrales nos conduce también a la utilización de un modelo de Markov con saltos de régimen, que no hace necesaria la división por cambio estructural ya que precisamente este es su objetivo

Por otro lado, no sólo la paridad no cubierta de intereses justifica la elección del diferencial como buena medida de las expectativas de devaluación, sino que los tipos de interés son un magnífico mecanismo de intervención de las autoridades ante presiones especulativas o la posibilidad de los mismos.

Una vez que los diferentes estados de tormenta y calma, hayan sido identificados en el periodo muestral, aplicaremos el modelo de Markov con probabilidades de transición variables para analizar qué variables fundamentales de la economía han podido influenciar la probabilidad de salto al régimen de tormenta de la moneda española en el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del SME.

⁷Collins, S. (1993), Psaradakis, Sola y Tronzano, (1999)

⁸Psaradakis, Z., Sola, M (1998, a, b)

⁹Campos, M, (1999), Campos, M, Rodríguez, A. (2000)

3 Modelo de Markov con Saltos de Régimen. Probabilidades de transición constantes.

El modelo econométrico de Markov con saltos de régimen se incluye en el apéndice de este trabajo. Se han empleado datos de tipos de interés de periodicidad y maduración mensual para evitar solapamientos indeseables¹⁰. Por otra parte, hemos de añadir que la serie de diferenciales de interés ha sido filtrada mediante el procedimiento de Hodrick-Prescott ya que presentaba una acusada tendencia decreciente debido al proceso de convergencia nominal operado desde la incorporación al Sistema y en los casi diez años de pertenencia al mismo¹¹.

La muestra se extiende desde Junio de 1989, fecha en la que la peseta se incorporó al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, y Diciembre de 1998, momento en el que se pone en marcha la fase de Unión Monetaria. Como aconsejaban los correlogramas de la serie de diferenciales, que mostraban correlación de los residuos hasta el cuarto retardo, hemos trabajado con un $AR(4)$. Los resultados de la estimación se representan en la tabla 1. Todos los parámetros son significativos y efectivamente el procedimiento parece exitoso al conseguir la separación de dos posibles estados de la economía, calma y tormenta. Los resultados gráficos del filtro se muestran en la figura 1

Al representar los resultados del filtro de Hamilton estamos representando las probabilidades percibidas por los agentes económicos privados o especuladores de salto al régimen de crisis, condicionada a la información pasada de los diferenciales de interés. Se trata, por tanto de probabilidades “ex-ante” puesto que, utilizamos la información disponible hasta el momento en el que los agentes forman sus expectativas¹²

¹⁰ Los datos pertenecen a la base “Datastream”, facilitada en el centro de proceso de datos del Birkbeck College de Londres. Ver apéndice II

¹¹ Se escogió un “parámetro de alisado” igual a 14.400. Hodrick y Prescott (1997). Agradezco esta sugerencia a los profesores John Driffill y Martin Sola del Birkbeck College de Londres.

¹² Esta 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, entonces, probabilidades “ex-post”.

Tabla 1: Resultados del modelo con Probabilidades de Transicion Constantes

Parámetros	coeficientes
α_0	0.033940068 (0.2783)
α_1	0.68700332 (0.3206)
ϕ_1	0.70890458 (0.1098)
ϕ_2	0.44692713 (0.1368)
ϕ_3	-0.0044881105 (0.0877)
ϕ_4	-0.25243512 (0.0790)
σ_0	0.23902801 (0.0098)
σ_1	1.2689882 (0.5683)
c_0	4.7433535 (0.0234)
c_1	2.0354765 (0.1083)
Log Verosimilitud	48.546150
P_{00}	0.95744573
P_{11}	0.80556718

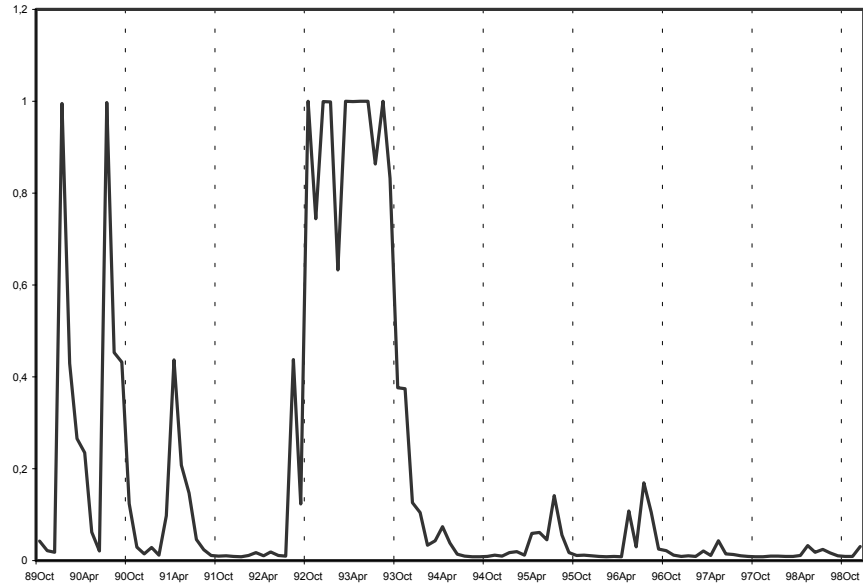


Figura 1: Probabilidad de que el estado actual sea el de crisis $P(m_t = 1)$

Se observa, al comienzo de la muestra, un periodo de alta inestabilidad de

la peseta. Los tres primeros saltos se corresponden al periodo de inestabilidad posterior a la incorporación de la peseta en el Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME. Por un lado, acontecimientos en el seno del propio Sistema, como el paso a la banda estrecha de fluctuación ($\pm 2.25\%$) de la Lira italiana, en Enero de 1990, o la incorporación de la Libra inglesa, en Octubre, provocaron tensiones de diferente magnitud¹³. Por otra parte, algunos factores externos contribuyeron a una cierta inestabilidad, sin provocar en ningún caso realineamientos en el sistema, entre ellos, la inestabilidad bursátil en Japón, el estallido del conflicto del golfo pérsico, el proceso de reunificación alemana o la caída del Dólar estadounidense. Este primer periodo se ha calificado de paradójico ya que las monedas más fuertes del Sistema eran aquellas cuyas economías presentaban tasas de inflación o déficits corrientes más elevados. Esta situación afectó especialmente a la peseta cuyos desequilibrios macroeconómicos eran preocupantes pero muy condicionada por la posición de otras monedas como el Franco francés o la Libra esterlina y que colocaron a la moneda española en más de una ocasión en su límite máximo de apreciación dentro de la banda.

La segunda fase de fuerte inestabilidad coincide con la tormenta monetaria que afectó a la mayor parte de las monedas del Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención Sistema. Al igual que en el trabajo de Gómez-Puig y Montalvo (1997) se puede comprobar que antes del comienzo oficial de la tormenta, en Septiembre de 1992, la probabilidad de que la economía saltara al estado de alta volatilidad (estado de crisis) era alta, ya en agosto de 1992. Efectivamente, los agentes anticipaban la crisis de la moneda española antes de que esta comenzara, siendo el resultado negativo del referendun danés para la ratificación del Tratado de Maastricht, el 2 de Junio de 1992, lo que marcó el inicio de la crisis. Los ataques especulativos se acentuaron en los primeros días de Septiembre ante el temor de un nuevo resultado negativo en Francia. La tormenta, que afectó de forma virulenta y con diferente intensidad a las monedas del SME, se saldó en España con tres devaluaciones, el 16 de Septiembre de 1992 la peseta fue devaluada en un 5%, en un 6%, el 21 de Noviembre y, sufrió un

¹³Por ejemplo, el paso a la banda estrecha de la Lira, produjo ciertas presiones sobre la peseta ante los rumores de una devaluación para acompañar a la moneda italiana en su nueva banda que forzaron al Banco de España a intervenir en apoyo de la Peseta.

nuevo reajuste, del 8%, el 13 de Mayo de 1993. La relativa estabilidad creada con este último realineamiento duró solo hasta finales de Junio, cuando una nueva ola de presiones especulativas, centradas sobre todo sobre el Franco francés, llevó a los ministros de Economía y finanzas y a los gobernadores de los Bancos Centrales de la UE a tomar la decisión, el día dos de Agosto, de ampliar las bandas de fluctuación a $\pm 15\%$ para todas las monedas, excepto el Marco alemán y el Florín holandés.

La devaluación de la peseta, en Marzo de 1995, se recoge con un nuevo descenso en la probabilidad del estado de calma. Sin embargo, parece suponer una menor reducción de la credibilidad de la peseta dentro de sus bandas de fluctuación que las anteriores. El reajuste se realizó antes de que el tipo de cambio se situara en niveles próximos al margen de fluctuación de la banda¹⁴. La medida, que no parecía necesaria desde el punto de vista de los fundamentos, resultaba necesaria para evitar que se situara en niveles próximos al margen superior.

Un nuevo salto, aunque de menor intensidad que los anteriores, se detecta en la primavera de 1996, probablemente debido a la incertidumbre política, después de las elecciones generales del 3 de Marzo en el que las urnas otorgaron una mínima victoria al Partido Popular, con las dificultades para formar gobierno que ello supuso. En el último periodo muestral, desde mediados de 1996, se constata un alto grado de estabilidad, sin saltos de credibilidad y sin periodos de turbulencias monetarias. En el caso de España este periodo se corresponde con una mayor austeridad fiscal, control de la inflación y la deuda pública y convergencia de los tipos de interés, todo ello acompañado por la percepción de los agentes económicos de que España formaría parte del grupo inicial de países integrantes de la Unión Monetaria.

El más tímido y por otro lado último aumento de la probabilidad de salto al estado de crisis se produce en el verano de 1997, recogiendo de alguna manera la tormenta monetaria y financiera de los países asiáticos.

¹⁴Esta devaluación fué calificada como "reajuste técnico". Banco de España, Informe Anual 1995.

4 Ampliación del Modelo de Markov con Saltos de Régimen. Probabilidades de transición variables.

Una vez que hemos conseguido identificar los dos posibles estados en los que se encontraba la economía, nuestra intención es encontrar qué variables pudieron influir en las probabilidades de salto y, por lo tanto, la determinación de los fundamentos macroeconómicos relevantes en los procesos de crisis de la peseta española durante el periodo de pertenencia al Sistema Monetario Europeo.

Una de las limitaciones que se han encontrado al modelo de Hamilton, cuyos resultados han sido expuestos en la sección anterior, es, precisamente, el que las probabilidades de transición se consideran constantes a lo largo del tiempo. Las probabilidades p_{00} , y p_{11} de salto de un estado o régimen a otro (o la persistencia de uno de ellos), deben de poder variar haciéndolas depender de los valores de otras variables potencialmente influyentes en el fenómeno objeto de estudio¹⁵. Por esta razón, y en la línea de la sección precedente, este trabajo va a aplicar el modelo de Markov con saltos de régimen al diferencial de tipos de interés entre España y Alemania, introduciendo, en este caso, probabilidades de transición variables mediante la selección de variables macroeconómicas que han podido afectar a la credibilidad del tipo de cambio Peseta/Marco alemán en el periodo de estudio de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo. De nuevo, la especificación econométrica se detalla en el apéndice.

4.1 Selección de las Variables Macroeconómicas

Algunos trabajos utilizando diferentes enfoques y metodologías, ya han analizado los nexos de unión entre la credibilidad de una zona monetaria y ciertas variables macroeconómicas o “Fundamentos” de la economía¹⁶. Nuestra

¹⁵Sobre la extensión del modelo para incluir la posibilidad de probabilidades variables ver Filardo (1994), Diebold et al. (1994) y Durland y Mc Curdy (1994).

¹⁶Utilizando el Metodo de Ajuste de la Deriva, la relación entre credibilidad y Fundamentos es analizada por: Caramazza (1993), Lindberg et al. (1993), Halikias (1994), Rose y Svensson (1994) y Thomas (1994). Utilizando otros enfoques, los principales estudios son: Drazen y Masson (1994), Edin y Vredin (1993), Chen y Giovannini (1994), Tronzano (1999), Jeanne

elección va a descansar en la existencia de las dos principales aproximaciones teóricas a la explicación de los fenómenos de Crisis Monetarias. Utilizaremos variables nominales que si son relevantes ratificarían la idea de ataques especulativos en la línea de los primeros modelos de crisis monetarias. Por otro lado, comprobaremos la significación de ciertas variables reales que de ser influyentes en la probabilidad de crisis nos llevarían a pensar en procesos especulativos con explicación cercana a los modelos de “cláusula de escape” o *Modelos de Segunda Generación*. Si ninguna de las variables monetarias o reales fueran relevantes (estadísticamente significativas) en los saltos o cambios de régimen hacia el estado de tormenta, una posibilidad sería sugerir la existencia de “crisis autorrealizables” (“Self-fulfilling”) como explicación de los ataques especulativos.

Las variables utilizadas¹⁷ se pueden clasificar, según lo anterior, en dos grupos. Por una parte, entre las variables reales se emplea el Índice de Producción Industrial español (IPI), el saldo de la Balanza por Cuenta Corriente (Bcc), Tipo de Cambio Real (Tc) y Tasa de Desempleo (U). Por otra parte, entre las variables monetarias se utiliza la Variación de Reservas Extranjeras en el Banco de España (R), el 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) y el diferencial de las Tasas de Inflación entre los dos países considerados (P-P*) y la deuda pública.¹⁸

En el caso de las variables reales, se consideran además, las desviaciones de su tendencia a largo plazo¹⁹. De esta manera, al eliminar el componente tendencial, la variable muestra más fielmente su perfil cíclico y, por ende, es previsible que nos permita recoger las desviaciones coyunturales. Con su introducción adicional en el análisis, pretendemos comprobar la existencia de efectos sobre las probabilidades de transición entre los estados de los shocks o perturbaciones

(1997), Masson (1995), Mizrach (1995), Siklos y Tarajos (1996), Jeanne y Masson (1998), Martínez-Pería (1998) y Piard (1999)

¹⁷Ver fuentes estadísticas en el apéndice II.

¹⁸Las variables inflación en España y en Alemania se calculan a partir de los índices de precios al consumo.

¹⁹La tendencia de la 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).

a corto plazo que esas variables hayan podido sufrir. Estas variables se denotan utilizando el prefijo “HP” antes del nombre de la variable.

Por último, en este trabajo se han tenido en cuenta, algunas variables relativas a la existencia de la banda de fluctuación. No podemos ignorar que los agentes económicos, al formar sus expectativas, es posible que tengan en cuenta la banda de fluctuación a la que está sometida la moneda. Los nexos de unión entre la literatura de Crisis monetarias y la relativa a Zonas Objetivo son muy estrechos, sobre todo en este caso de estudio, al producirse los ataques a la moneda española durante el periodo de pertenencia al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME. Por estas razones, parece imprescindible la inclusión en el análisis de algunas variables relativas al tipo de cambio de la peseta dentro de las bandas, como variables posiblemente relevantes en la probabilidad que los agentes económicos asignan a la existencia de crisis especulativas. Así, forman parte del conjunto de variables que entran en las probabilidades de transición, 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).

Su inclusión ha venido motivada, como en trabajos precedentes, porque se ha demostrado en modelos de Zonas Objetivo con Credibilidad Imperfecta, que los diferenciales de tipos de interés están positivamente correlacionados con los movimientos del tipo de cambio hacia el límite superior de la banda de fluctuación²⁰. De hecho muchos realineamientos en el SME se han producido cuando la moneda estaba muy alejada de su paridad central. Con ello se pretende capturar los “sentimientos del mercado” sobre la credibilidad de la Zona Monetaria posiblemente no correlacionados con las variables estandar “fundamentales” de la economía. También, hemos analizado la relevancia del tipo de cambio Peseta/dólar estadounidense sobre todo teniendo en cuenta la estrecha relación de la economía norteamericana con las economías europeas e intentando capturar la influencia de la crisis del peso mexicano sobre la

²⁰ Bertola y Caballero (1992), Caramazza (1993), Thomas (1994), Chen y Giovannini (1994), Mizrach (1995) y Werner (1995)

credibilidad de la peseta española.

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

Los resultados del modelo ampliado para permitir probabilidades de transición variables se muestran en la tablas 2 y 3. Las estimaciones máximo verosímiles se han realizado suponiendo coeficientes autorregresivos de orden cuatro, ($R = 4$), como en el modelo de Markov con Saltos de Régimen y probabilidades de transición constantes. Con el fin de conocer la significación estadística incluimos la razón t-student entre paréntesis bajo cada parámetro estimado, obtenida a través de los “cuasi-máximo verosímiles errores estandar”²¹. Se muestran, además, para comprobar la correcta identificación del modelo, los 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, para comprobar la no correlación entre los residuos de la estimación²².

Como muestra la tabla 2, ninguno de los β estimados son significativos para variables reales. Tan sólo el β_0 estimado de la desviación del tipo de cambio efectivo real parece tener un valor más elevado del estadístico t, en relación a los que presentan las otras variables reales (aunque menor al 5%). Tampoco las probabilidades p_t y q_t ²³ variables en el tiempo representan volatilidades acusadas como podría evidenciarse en los gráficos de las mismas. Las figuras 2 y 3 del anexo ilustran las probabilidades de transición estimadas, p_t y q_t , poco variables en el tiempo. Se representan tan sólo las relativas a la desviación del Tipo de Cambio efectivo real, Tc , (que muestra cierta variabilidad de la probabilidad del estado de calma exactamente al comienzo de la tormenta monetaria de otoño de 1992), así como las referentes a la desviación del saldo de

²¹Hamilton 1994 capítulo 5. Pg. 142-145.

²²Ljung y Box (1978) y McLeod y Li (1983)

²³ p_t y q_t son las probabilidades de permanecer en el estado de tormenta y calma, respectivamente

Balanza por cuenta corriente respecto a su tendencia. Éste último es el resultado típico y extrapolable al resto de las variables reales analizadas.

Por tanto, se podría concluir que existe poca o casi nula evidencia de influencia de las variables reales sobre la credibilidad de la peseta en el periodo de bandas de fluctuación. Estos resultados parecen estar en consonancia con los del trabajo de Psaradakis, Sola y Tronzano (1999) en el que no se hallan vínculos evidentes de crisis monetarias y fundamentos macroeconómicos reales de la economía en relación a la credibilidad del Franco francés (periodo Junio de 1991 a Septiembre de 1998)²⁴.

Las estimaciones máximo verosímiles del modelo de Markov con saltos de régimen y probabilidades de transición variables con “fundamentos reales” se recogen en la tabla 3.

La variable más influyente en las probabilidades de transición entre los estados (ver la tabla 3 y la figura 4 del anexo)²⁵ es la serie de variación de Reservas extranjeras, cuyo β_0 es positivo y significativo lo que implica que, un incremento en las reservas supone un incremento en la probabilidad de permanecer en el estado de calma (o viceversa). En el anexo, la figura 4 muestra q_t , es decir, la probabilidad de permanecer en el estado de calma. La primera y más tímida caída de q_t (en el periodo de tormenta del SME, en otoño de 1992) se produjo en Julio, sufriendo un nuevo, fuerte y continuado descenso en Septiembre. La interpretación de estos resultados parece ilustrar la influencia de la variación que experimentan las reservas sobre la probabilidad de que la economía salte al régimen $m_t = 1$ o estado de tormenta. Los primeros modelos de Crisis Monetarias predicen que las reservas son la variable que determina el momento del tiempo en el que se desencadena un ataque y la magnitud del mismo. Este resultado pone de manifiesto el carácter monetario y su adaptación teórica a los *modelos de Primera Generación*, de las turbulencias de la peseta

²⁴ Estas conclusiones están en franco contraste con otros trabajos empíricos precedentes Caramazza (1993), Chen y Giovannini (1994), Isard (1994), Thomas (1994), Jeanne (1997) y Mizrach (1995).

²⁵ También, el ratio de crecimiento de la cantidad de dinero (M) muestra un coeficiente significativo, sin embargo los resultados de los estadísticos Q y los p - valores señalan ciertos problemas de autocorrelación en los residuos.

española en el periodo, 1992-93²⁶.

Es llamativa la variación que experimenta la probabilidad de permanecer en el estado de calma, q_t , en los últimos meses de 1994 y primeros de 1995. Esto podría conducirnos a cuestionar la calificación de “técnica” de la devaluación de Marzo del 95. Desde la crisis del peso mexicano, en Diciembre del 94, la probabilidad de permanecer en el estado de calma disminuye. Es posible que el proceso especulativo que comenzaba, aconsejase un temprano y disuasivo reajuste de la paridad, en un intento, por otro lado exitoso, de detener a tiempo una nueva tempestad en el mercado de cambios.

Finalmente, también muestran su significación las variables que hemos considerado teniendo en cuenta la existencia de la banda de fluctuación, distancia del tipo de cambio a la banda máxima y a la paridad central. Se trata, en realidad de variables que recogen el mismo tipo de información ya que cuanto mayor sea la segunda, mayor puede ser la primera²⁷. La más relevante es la distancia del tipo de cambio a su banda máxima de depreciación con un $\beta_0 > 0$ y estadísticamente significativo lo que implica que cuanto mayor sea la distancia, (mayor apreciación de la moneda), mayor es la probabilidad de permanecer en el estado de calma o credibilidad. El resultado se muestra gráficamente en la figura 5 del anexo.

²⁶ “Una crisis de Balanza de Pagos es aquel acontecimiento en el que el gobierno observa como sus reservas disminuyen paulatinamente hasta un momento, anterior al que determina que las reservas se han agotado, en el que un ataque súbito elimina el resto de reservas. En ese momento, el Banco Central es incapaz de mantener fija la paridad del tipo de cambio ya que carece de reservas”. Krugman (1979)

²⁷No se puede olvidar que un alejamiento de la paridad central puede implicar apreciación o bien, depreciación del tipo de cambio.

Tabla 2: Modelo Markov-Switching. Probabilidades de transición Variables.

Variables reales

	B _{c/c}	hpB _{c/c}	IPI	hpIPI	Tc	hpTc	U	hpU
α_0^*	0.23796 (0.6626)*	0.0797 (0.2799)	0.0296 (0.1164)	0.0569 (0.2051)	0.0056 (0.0202)	0.0359 (0.1266)	0.0422 (0.1777)	0.111 (0.0407)
α_1	0.6478 (3.5857)	0.6150 (2.6580)	0.6929 (3.8960)	0.6307 (3.8095)	0.6409 (4.3092)	0.6527 (3.7196)	0.6974 (4.2249)	0.6662 (3.9025)
σ_0	0.2423 (11.911)	0.2401 (12.0135)	0.2397 (11.5548)	0.2399 (11.8984)	0.2410 (12.7329)	0.2378 (11.6451)	0.2355 (11.8863)	0.2391 (11.6882)
σ_1	1.4193 (4.4932)	1.2580 (6.2842)	1.2970 (5.7991)	1.2747 (5.8657)	1.2649 (5.6755)	1.2546 (6.1833)	1.2848 (6.1833)	1.2817 (5.9061)
c_0	4.0362 (0.8318)	3.1023 (5.0754)	-6.8864 (-0.2752)	3.0150 (5.1533)	3.2298 (2.9823)	3.4118 (5.1824)	9.2012 (1.1073)	3.2665 (4.9644)
c_1	2.4584 (0.5480)	1.2689 (1.0841)	5.4509 (0.3668)	1.1003 (1.1294)	1.3434 (1.0615)	1.4805 (1.5627)	6.9092 (0.3990)	1.4090 (1.5108)
β_0	48.7670 (0.2649)	-0.3043 (-0.0192)	97.5394 (0.3817)	0.0516 (0.1596)	-72.9179 (-0.4135)	-3.4071 (-1.6208)	-41.8296 (-0.7837)	103.5904 (1.2921)
β_1	67.8540 (0.3096)	21.7003 (0.8088)	-45.2625 (-0.2916)	-0.2705 (-0.8827)	-82.5242 (-0.8220)	-0.2499 (-0.0812)	-37.2032 (-0.3428)	-60.4497 (-0.3314)
φ_1	0.7212 (8.75)	0.6875 (7.5427)	0.7132 (9.0333)	0.6826 (7.6656)	0.6758 (7.3726)	0.6981 (8.7123)	0.7166 (9.5290)	0.7163 (9.2903)
φ_2	0.4371 (5.5592)	0.4778 (5.5762)	0.4245 (5.2716)	0.4785 (5.2188)	0.5072 (5.4609)	0.4597 (5.2451)	0.4194 (5.3350)	0.4383 (5.4749)
φ_3	-0.0125 (-0.1365)	-0.0098 (-0.1091)	0.0172 (0.1795)	-0.0045 (-0.0492)	-0.0002 (-0.0031)	0.0020 (0.0234)	0.0368 (0.3993)	-0.0012 (-0.0130)
φ_4	-0.2314 (-3.8334)	-0.2537 (-4.0360)	-0.2643 (5.7991)	-0.2571 (-3.7732)	-0.2792 (-4.0015)	-0.2569 (-4.0245)	-0.2878 (-4.5218)	-0.2533 (-4.1274)
Log verosimilitud	49.5224	49.2531	50.3536	49.3823	50.5552	49.3729	48.9277	49.1593
$Q(20)^{**}$	27.7854 (0.1146)**	24.6352 (0.2157)	24.6984 (0.2132)	25.0568 (0.1993)	22.7868 (0.2994)	20.4603 (0.4295)	23.9583 (0.2442)	21.5272 (0.3667)
$Q(50)$	54.8478 (0.2959)	49.6605 (0.4869)	57.3143 (0.2222)	54.9380 (0.2930)	54.1082 (0.3205)	53.5421 (0.3400)	56.4568 (0.2464)	55.5723 (0.2730)
$Q_2(20)$	36.1701 (0.0147)	32.6401 (0.0369)	12.8750 (0.8827)	15.7505 (0.7320)	11.4387 (0.9340)	11.5093 (0.9319)	12.9863 (0.8780)	10.4871 (0.9585)
$Q_2(50)$	54.6150 (0.3035)	52.6496 (0.3719)	48.0684 (0.5512)	49.0813 (0.5102)	45.2999 (0.6621)	47.8373 (0.5606)	47.0142 (0.5939)	46.5354 (0.6132)

Nota:* entre paréntesis, valor del estadístico t asintótico. ** entre paréntesis, los

p-valores. El nivel de significación es del 5%.

Tabla 3: Modelo Markov Switching. Probabilidades de transición Variables.

Variables nominales

	R	M	M-M*	P	P-P*	Deuda	Tc\$	DPC	DBM
α_0^*	-0.1408 (-0.6024)	0.0248 (0.0925)	0.0005 (0.0021)	0.0911 (0.3384)	0.0278 (0.1030)	0.0669 (0.2487)	0.0342 (0.1252)	0.0221 (0.0816)	-0.0702 (-0.2908)
α_1	0.7679 (3.3646)	0.6591 (3.4741)	0.7803 (4.8198)	0.7076 (3.6968)	0.6199 (3.8885)	0.6417 (3.6710)	0.6592 (3.9406)	0.6648 (3.3974)	0.6501 (3.2425)
σ_0	0.2484 (10.7404)	0.2439 (12.1529)	0.2428 (11.6917)	0.2416 (12.4146)	0.2340 (12.7129)	0.2356 (11.9347)	0.2397 (11.4199)	0.2403 (12.3538)	0.2276 (11.5383)
σ_1	1.4958 (6.3000)	1.2930 (5.8506)	1.3081 (5.1733)	1.4363 (5.3361)	1.2247 (6.8785)	1.2517 (5.2942)	1.2831 (5.9508)	1.2997 (5.3102)	1.2055 (7.4207)
c_0	4.5752 (3.0768)	4.2869 (3.4268)	2.8330 (4.7904)	11.7602 (1.7509)	3.1773 (4.5894)	2.9902 (4.7892)	-8.1348 (-0.2777)	4.1943 (3.0796)	-8.4897 (-1.4558)
c_1	1.4480 (2.3064)	1.3348 (1.4190)	0.2652 (0.3113)	10.6231 (1.1313)	2.2352 (1.5003)	1.1448 (1.1231)	0.6161 (0.0152)	1.7572 (1.5515)	4.6656 (1.0998)
β_0	55.8932 (1.7579)	-44.9024 (-1.7885)	19.8547 (0.4404)	-154.1535 (-1.4846)	2.7992 (1.0996)	0.2189 (0.1423)	23.2696 (0.3685)	58.5687 (1.4207)	121.0471 (1.7139)
β_1	1.1595 (0.0881)	-16.5293 (-0.6724)	-90.5075 (-1.1346)	-183.1255 (-0.9816)	-1.9255 (-0.8945)	1.0841 (0.6821)	1.2643 (0.0148)	24.3809 (0.5936)	-41.5295 (-0.9491)
φ_1	0.9651 (11.6709)	0.7025 (8.6523)	0.7134 (8.1166)	0.7904 (9.0597)	0.6888 (8.1081)	0.6978 (7.5194)	0.7069 (9.3523)	0.7200 (9.6450)	0.7920 (9.4744)
φ_2	0.1407 (1.3928)	0.4621 (5.5136)	0.4360 (4.4394)	0.3146 (3.3392)	0.4892 (5.6045)	0.4499 (4.8523)	0.4471 (5.4675)	0.4262 (5.0782)	0.3578 (3.8463)
φ_3	-0.0893 (-1.0355)	-0.0153 (-0.1616)	0.0565 (0.5708)	-0.0030 (-0.0317)	-0.0048 (-0.0603)	0.0038 (0.0414)	0.0010 (0.0116)	-0.0061 (-0.0700)	0.0172 (0.2072)
φ_4	-0.1369 (-2.1328)	-0.2930 (-3.7804)	-0.3186 (-4.7518)	-0.2057 (-3.2844)	-0.2703 (-4.3403)	-0.2531 (-3.8171)	-0.2560 (-4.1612)	-0.2395 (-3.7251)	-0.2772 (-5.1886)
Log verosimilitud	51.9829	50.1735	49.7422	53.1829	50.4785	49.1021	50.0281	50.8862	54.0935
$Q(20)^{**}$	30.5993 (0.0607)	35.3126 (0.0185)	24.3613 (0.2270)	25.0363 (0.2000)	20.9368 (0.4009)	27.1910 (0.1300)	22.4012 (0.3191)	24.5244 (0.2202)	25.7296 (0.1749)
$Q(50)$	62.3534 (0.1128)	55.0924 (0.2880)	48.0799 (0.5508)	57.8884 (0.2071)	51.5044 (0.4147)	51.5772 (0.4119)	55.6305 (0.2712)	58.5920 (0.1894)	60.7797 (0.1413)
$Q_2(20)$	20.1071 (0.4512)	54.7080 (0.0000)	4.3505 (0.9999)	15.6448 (0.7384)	16.3526 (0.6945)	29.9880 (0.0700)	13.2308 (0.8673)	12.8887 (0.8821)	25.4796 (0.1837)
$Q_2(50)$	48.7124 (0.5251)	62.1012 (0.1171)	8.7746 (1.0000)	43.6486 (0.7247)	48.5214 (0.5329)	42.7140 (0.7580)	48.0541 (0.5518)	52.9006 (0.3628)	54.5730 (0.3049)

Nota:* entre paréntesis, valor del estadístico t asintótico. ** entre paréntesis, los

p-valores. El nivel de significación es del 5%.

5 Conclusiones:

En la tercera sección de este trabajo, se han identificado los diferentes episodios de crisis especulativas que la Peseta española en el periodo de pertenencia y vigencia del Sistema Monetario Europeo. Los resultados muestran la adecuada capacidad del modelo de Markov con Saltos de Régimen y probabilidades de transición constantes para diferenciar entre periodos de “tempestad” monetaria y calma, apreciándose la existencia de distintas etapas:

- La primera de ellas, al comienzo de la muestra, coincidiendo con la incorporación de la peseta al SME. Diferentes acontecimientos dentro y fuera del sistema provocaron tensiones de diversa magnitud, sin reajustes o cambios de paridad. Así, podemos decir que saltos en la probabilidad de crisis no se han traducido necesariamente en devaluaciones de la Peseta.
- La segunda es el reflejo de la tormenta monetaria que sufrieron las monedas del Sistema y, con especial virulencia, la moneda española. Para la Peseta, la oleada especulativa se saldó con tres devaluaciones y el paso a un sistema de cambios “cuasi-flexible”.
- Por último, después de la crisis del Peso mexicano en Diciembre de 1994 vuelve a detectarse inestabilidad y probabilidad muy elevada de crisis, lo que señala las interacciones entre los mercados de cambios y la posible relación entre la peseta y, en general, las monedas del SME y la evolución del Dólar estadounidense, así como, los posibles efectos de redistribución y contagio de crisis monetarias.

Nos parece reseñable enfatizar la capacidad del Modelo de Saltos de Markov para reflejar ciertos acontecimientos derivados de la incertidumbre política como causa de presión especulativa. Los problemas derivados de periodos electorales o post-electorales son una fuente más de perturbaciones. Es destacable el salto que reflejan las medidas de los índices en la primavera de 1996 después de la tímida victoria electoral del Partido Popular el día 3 de Marzo de 1996.

- En el último periodo muestral, desde mediados de 1996, se constata un alto grado de estabilidad, sin saltos de credibilidad y sin periodos de turbulencias monetarias. En el caso de España esta etapa se corresponde con una mayor austeridad fiscal, control de la inflación y la deuda pública y convergencia de los tipos de interés, todo ello acompañado por la percepción de los agentes económicos de que España formaría parte del grupo inicial de países integrantes de la Unión Monetaria.

Mediante la aplicación del Modelo de Markov con Saltos de Régimen y probabilidades de transición variables, se ha logrado apuntar alguna de las variables fundamentales más influyentes en los procesos de crisis analizados.

- Los resultados del modelo sobre la variable diferencial de tipos de interés, han revelado la importancia de la variación de reservas. Como comentamos anteriormente, esta es una de las variables básicas que los primeros modelos de crisis de balanza de pagos señalaban como variable determinante en el tiempo y la magnitud de los ataques especulativos.
 - La probabilidad de permanecer en el estado de calma se reduce al considerar la influencia de esta variable, ya en Julio de 1992, algunas semanas antes del comienzo oficial de la tormenta monetaria de otoño.
 - La última devaluación de la Peseta, en Marzo de 1995, y calificada por los responsables monetarios, como “reajuste técnico”, es cuestionada como tal. La probabilidad de cambio de estado y, en concreto al de tormenta, se incrementa en los primeros meses de 1995, inmediatamente antes a la devaluación. Este resultado pone en duda la inexistencia de elementos que aconsejaran el realinamiento.
- Por otra parte, también se ha obtenido que la distancia a la banda máxima de fluctuación es una variable a considerar en la probabilidad de crisis. Este hallazgo ratifica la intuición de incluir las variables relativas a la naturaleza censurada del tipo de cambio. Parece que cuando el

tipo de cambio se encuentra cerca de su límite máximo de depreciación, efectivamente es probable la existencia de un ataque especulativo

6 Anexo: Resultados Gráficos de las Probabilidades de Transición Variables.

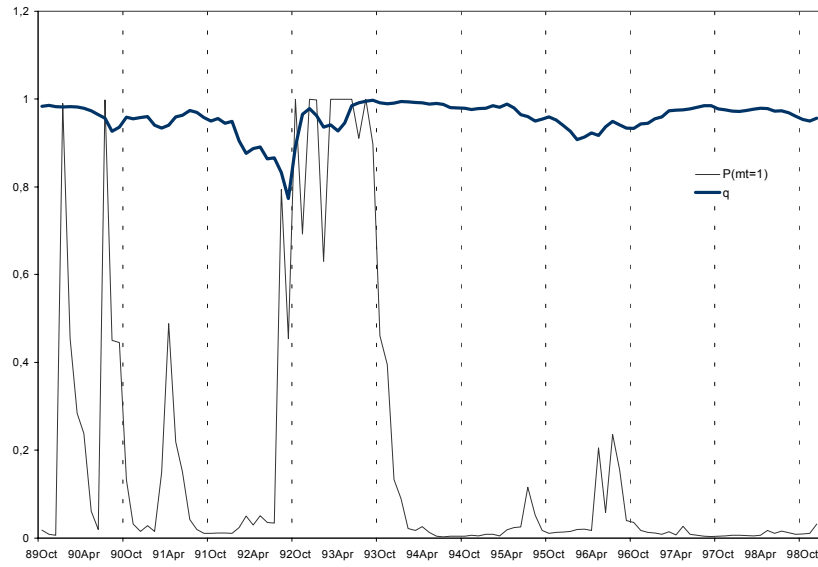


Figura 2: Desviaciones del Tipo de Cambio Efectivo respecto a su tendencia

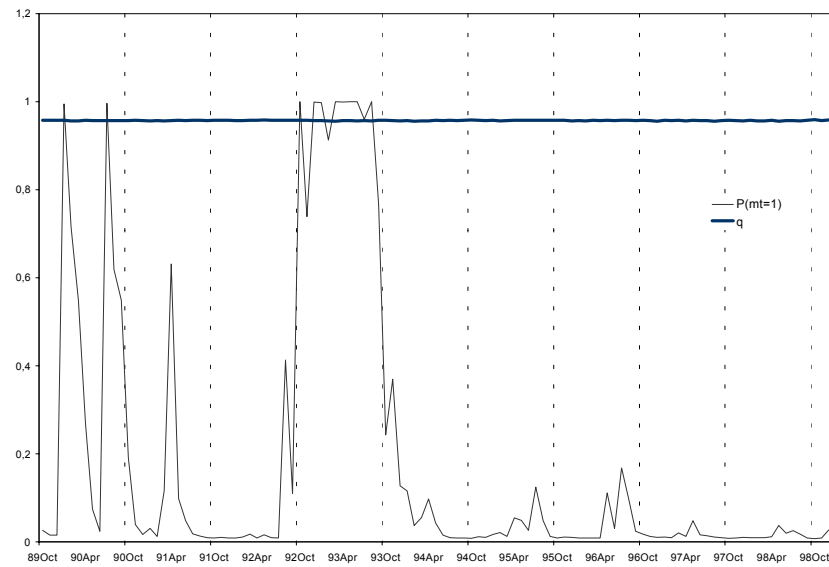


Figura 3: Desviaciones de la Balanza_{cte} respecto a su tendencia

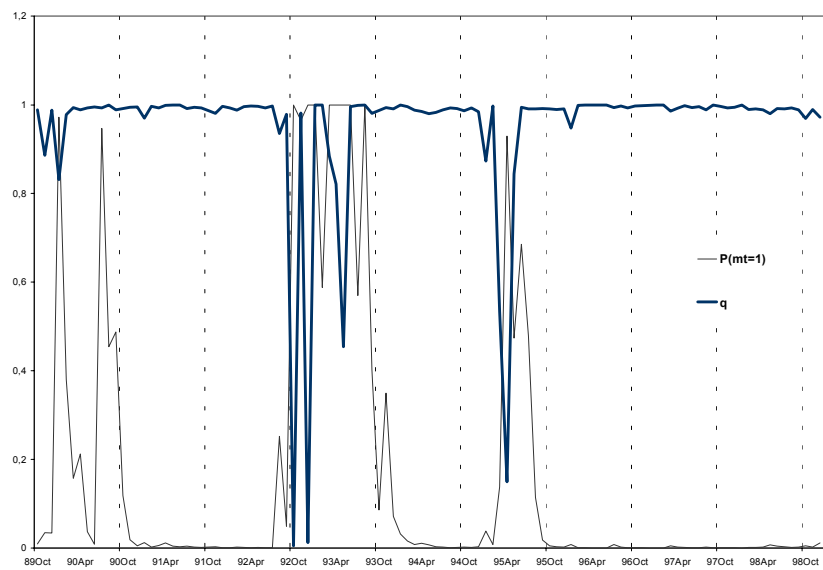


Figura 4: Variación de las Reservas Extranjeras

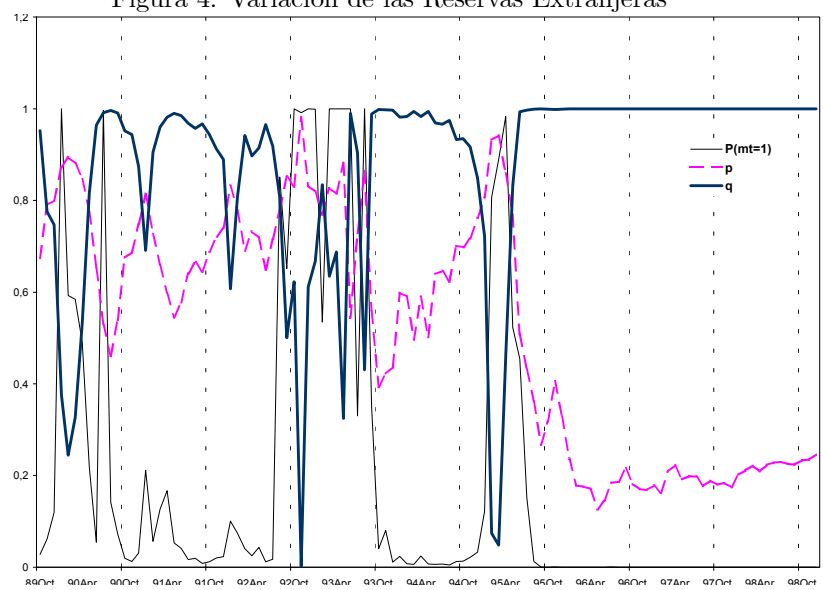


Figura 5: Distancia del Tipo de Cambio a su Banda Máxima

7 Apéndice I

7.1 Modelo de Markov con saltos de régimen. Probabilidades de transición constantes.

En este trabajo se utiliza el modelo de Hamilton (1989, 1990), en el que una variable puede seguir diferentes procesos de serie temporal dependiendo del periodo que estemos considerando.

El objetivo es separar en dos posibles estados la evolución del diferencial de tipos de interés entre España y Alemania, variable que utilizamos para aproximar las expectativas de devaluación. Uno de ellos estará asociado a una media y una varianza altas, estado de tormenta, y el otro régimen se asociará a valores de los parámetros bajos, en el caso de existencia de estado de calma en los mercados monetarios²⁸

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. Si $m_t = 1$, el proceso está en el régimen con perturbaciones, y entonces, podremos calificar el proceso de tormenta monetaria o, falta de credibilidad.

Es posible modelizar la dinámica de las variables exógenas mediante una especificación autorregresiva $AR(R)$ ²⁹, y donde la media y la varianza se hacen depender del estado en el que se encuentre la economía en el momento t . De esta forma:

$$y_t - \mu_{m_t} = \sum_{j=1}^R \varphi_j \left(y_{t-j} - \mu_{m_{t-j}} \right) + \sigma_{m_t} \nu_t \quad t = 1 \dots T \quad (\text{A.1})$$

donde y_t representa la variable diferencial de tipos de interés, m_t es la variable

²⁸la variable será analizada como un proceso estocástico cuya realización depende de una mixtura de dos distribuciones normales o idénticamente distribuidas.

²⁹En nuestro caso, la especificación autorregresiva para el diferencial de tipos de interés es de orden $R = 4$.

que indica el estado en el que está la economía en el momento t , ν_t son las perturbaciones que se suponen independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza unitaria $\rightsquigarrow N(0, 1)$. La media y la desviación típica de la variable dependiente del estado se parametrizan de la siguiente forma:

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

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

$$P\{m_t = i \mid m_{t-1} = j, m_{t-2} = k, \dots\} = P\{m_t = i \mid m_{t-1} = j\} = p_{ij} \quad (\text{A.2})$$

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 solo dos estados posibles, la matriz de probabilidades de transición, viene dada por³⁰:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{bmatrix}$$

donde, $(1 - p_{00}) = p_{01}$, y $(1 - p_{11}) = p_{10}$.

7.1.1 Inferencia óptima

Sea y_t el vector $(T - 1)$ de observaciones de la variable “proxi” de las expectativas de devaluación, diferencial de tipos de interés mensuales entre España y Alemania.

³⁰ Asumimos que la cadena de Markov es *irreducible*, es decir: $0 < p_{00}, p_{11} < 1$. Si una de las probabilidades de transición es 1, la matriz P es triangular y el estado correspondiente sería el estado absorbente o permanente y la cadena de Markov reducible. Hamilton (1994) y Avesani y Gallo (1996) pg.12

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

$$f(y_t \mid m_t, \Omega_{t-1}; \alpha) \quad (\text{A.3})$$

donde $\Omega_t = (\Omega_t, \Omega_{t-1}, \dots, \Omega_1)$ es el vector que contiene toda la información disponible hasta el momento t , y $\alpha(\mu_0, \mu_1, \Phi, \sigma_0^2, \sigma_1^2)$ el vector de parámetros que caracterizan la función de densidad condicionada, y donde Φ es el conjunto de parámetros autorregresivos necesarios para la estimación del proceso. En nuestro caso, tenemos solamente dos funciones de densidad condicionadas, una para cada estado de la naturaleza:

$$\eta_t = \begin{cases} f(y_t \mid m_t = 0, y_{t-1}; \alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} \exp \left\{ -\frac{\left[(y_t - \mu_0) - \sum_{j=1}^R \varphi_j (y_{t-j} - \mu_{m_t-j}) \right]^2}{2\sigma_0^2} \right\} \\ f(y_t \mid m_t = 1, y_{t-1}; \alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp \left\{ -\frac{\left[(y_t - \mu_1) - \sum_{j=1}^R \varphi_j y_{t-j} - \mu_{m_t-j} \right]^2}{2\sigma_1^2} \right\} \end{cases} \quad (\text{A.4})$$

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 $\Psi(\mu_0, \mu_1, \Phi, \sigma_0^2, \sigma_1^2, p_{00}, p_{11})$ 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, aun 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 Hamilton. Esa inferencia toma la forma de una probabilidad condicionada a la posibilidad de que la observación t sea generada por el régimen i . Es decir:

$$P\{m_t = i \mid \Omega_t; \Psi\} \quad i = 0, 1 \quad (\text{A.5})$$

Se recogen en un vector (2×1) , denotado por $\hat{\xi}$, las probabilidades

condicionadas que el análisis asigna a la posibilidad de que la observación t sea generada por el régimen i . La inferencia óptima para cada momento t se puede encontrar, iterando la ecuación³¹:

$$\hat{\xi}_{t/t} = \frac{\left(\hat{\xi}_{t|t-1} \ominus \eta_t \right)}{1' \left(\hat{\xi}_{t|t-1} \ominus \eta_t \right)} \quad (\text{A.6})$$

en la cuál 1 representa un vector (2×1) de unos, y $\ominus$ denota multiplicación elemento por elemento.

El log de la función de verosimilitud $L(\Psi)$ para la información disponible Ω_t y siendo el valor del vector de parámetros Ψ conocido, se puede calcular a partir de:

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | \Omega_{t-1}; \Psi) \quad (\text{A.7})$$

donde:

$$f(y_t | \Omega_{t-1}; \Psi) = 1' \left(\hat{\xi}_{t|t-1} \ominus \eta_t \right) \quad (\text{A.8})$$

Iterando la ecuación A.6, para todos los datos de la muestra, entonces es posible hallar el valor del logaritmo de la función de verosimilitud mediante la ecuación A.7. Los valores de los parámetros de Ψ que maximizan el valor de esa función se obtienen por optimización numérica, utilizando en nuestro caso el algoritmo de *Newton-Raphson*.³²

7.2 Ampliación del modelo: Probabilidades de transición variables.

Una de las limitaciones que se han encontrado al modelo de Hamilton, es que las probabilidades de transición son constantes a lo largo del tiempo. Las probabilidades p_{00} , y p_{11} de salto de un estado o régimen a otro (o la persistencia de uno de ellos), deben de poder variar, haciéndolas depender de los valores de otras variables potencialmente influyentes en el fenómeno objeto de estudio³³.

³¹dando un valor inicial a $\hat{\xi}_{1/0}$ y suponiendo conocido el vector de parámetros Ψ

³²Hamilton (1994)

³³Filardo (1994), Diebold et al. (1994) y Durland y Mc Curdy (1994).

Teniendo en cuenta la variable de estado, $\{m_t\}$, se asume que la naturaleza selecciona el régimen en el momento actual t , con una probabilidad que dependerá del régimen en el que se encontraba la economía en el momento anterior, $t - 1$. 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 siguiente mecanismo de transición:³⁴

$$\begin{aligned}
P(m_t = 0 \mid m_{t-1} = 0, \chi_{t-1}) &\equiv q_t = \frac{\exp(c_0 + \beta_0 \chi_{t-1})}{1 + \exp(c_0 + \beta_0 \chi_{t-1})} \\
P(m_t = 1 \mid m_{t-1} = 1, \chi_{t-1}) &\equiv p_t = \frac{\exp(c_1 + \beta_1 \chi_{t-1})}{1 + \exp(c_1 + \beta_1 \chi_{t-1})} \\
P(m_t = 1 \mid m_{t-1} = 0, \chi_{t-1}) &= 1 - q_t \\
P(m_t = 0 \mid m_{t-1} = 1, \chi_{t-1}) &= 1 - p_t
\end{aligned} \tag{A.9}$$

Donde, χ_t es la variable que afecta 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 , β_1 son los parámetros de dichas probabilidades.

De esta forma, la extensión del modelo permitirá a la media y a la varianza condicionada de la variable exógena considerada, y_t , ser función del régimen (elegido de forma estocástica) que controla el proceso en el momento t . Puesto que $dp_t/d\chi_{t-1}$ tiene el mismo signo que β_1 , entonces si $\beta_1 > 0$, esto implicará que un incremento en χ_{t-1} , aumenta la probabilidad de permanecer en el estado de crisis y viceversa. De la misma forma si $\beta_0 > 0$, esto supondrá que un aumento en los valores de la variable que entra en la probabilidad, χ_t , incrementará la probabilidad de permanecer en el estado creíble o estado de calma³⁵.

La inclusión de las variables fundamentales en las probabilidades de transición, se lleva a cabo, en este trabajo³⁶, retardando las variables un periodo,

³⁴ La parametrización de las probabilidades de transición se realiza através de una función logística. Diebold et al. (1994). Las estimaciones máximo verosímiles se han realizado mediante el algoritmo iterativo, cuasi-Newton, de *Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno*.

³⁵ Si imponemos al nuevo modelo $\beta_0 = \beta_1 = 0$ nos encontraríamos en el modelo con probabilidades de transición constantes.

³⁶ Piard (1999), sin embargo, reemplaza en la ecuación A.6, las variables fundamentales, χ_t

χ_{t-1} , con ello evitamos los posibles problemas de exogeneidad que se pudieran derivar al incluirlas en el mismo periodo temporal que la variable exógena, y_t . Incluyendo y_t y χ_t y estar determinadas conjuntamente en el tiempo, la interpretación de los resultados de la inferencia sería compleja y poco fiable ya que sin poder asegurar estrictamente la exogeneidad sería difícil argumentar que χ_t ayuda a predecir la transición entre estados.

en el mismo periodo temporal que la variable exógena, y_t

8 Apéndice II

8.1 Fuentes estadísticas

- **Main Economic Indicators:**

- Tipo de cambio spot de la peseta respecto al dólar y tipo de cambio spot del marco respecto al dólar.
- Agregado monetario M_1 en España y en Alemania.
- Índice de producción industrial en España y en Alemania.
- Saldo de la Balanza por cuenta corriente.
- Tipo de cambio efectivo, índice de precios al consumo frente a países industrializados.

- **Datastream:**

- Tipo de interés interbancario a un mes de España y de Alemania.
- Deuda pública de España.
- Índices de precios al consumo de España y Alemania.

- **Banco de España, Cuentas Financieras de la Economía Española (Estadísticas Complementarias):**

- Paridad central de la peseta respecto al marco.
- Reservas centrales netas

- **INEM e INE:**

- Tasa de paro registrado, estadísticas de empleo y EPA.

Referencias

- [1] 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.
- [2] Bertola, G. y R.J. Caballero(1992) "Target Zones and Realignments", *American Economic Review*, 82, 520-536
- [3] 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.
- [4] Blackburn, K. M. Sola. (1993), "Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises" *Journal of Economic Surveys*, 7, 119-144
- [5] Branson, W. (1994), "Comments to European Exchange Rate Credibility Before the Fall by Andrew Rose and Lars Svensson", *European Economic Review*, 38, 1217-1220.
- [6] Campos, M.I. (1999), "Un Modelo de Zonas Objetivo con Credibilidad Imperfecta", *Documento de Trabajo FAE* 99/02, Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Valladolid.
- [7] Campos, M.I. y M.A. Rodríguez (2000), "¿Explica un Modelo de Elección Discreta las Crisis de la Peseta en el Periodo de Bandas?", *Mimeo*, Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Valladolid.
- [8] Caramazza, F. (1993), "French-German Interest Rates Differentials and Time-Varying Realignment Risk", *IMF Staff Papers*, 40, 567-583
- [9] Chen, Z. y A. Giovannini (1993), "The Determinants of the Realignment Expectatons under the EMS-Some Empirical Regularities", *CEPR Discussion Paper* 790
- [10] 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
- [11] Collins, S. (1993), "The Expected Timing of EMS realignment: 1973-83", *NBER Working Paper* 4068
- [12] 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.
- [13] Drazen, A., y P.R. Masson (1994), "Credibility of Policies Versus Credibility of Policy-Makers", *Quarterly Journal of Economics*, 109, 735-754.

- [14] 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
- [15] Edin, P. y A. Vredin (1993), "Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries", *The Economic Journal*, 103: 161-175.
- [16] Filardo, A.J (1994), "Business- Cycle Phases and Their Transitional Dynamics" *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.
- [17] Flood, R.P., y P. M.Garber, (1984), "Collapsing Exchange Rate regimes: Some Linear Examples" *Journal of International Economics* 17, 1-13.
- [18] Flood, R.P., y N. Marion, (1998), "Perspectives of The Recent Currency Crisis Literature" *NBER Working Paper* 6380
- [19] Gómez Puig, M. y J.G. Montalvo (1997), "A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS", *European Economic Review*, 41, 8, August: 1511-1535.
- [20] Halikias, I. (1994), "Testing the credibility of Belgium's Exchange Rate Policy" *IMF Staff Papers*, 41, 350-366
- [21] Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57: 357-384.
- [22] Hamilton, J. D. (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, 45: 39-70.
- [23] Hamilton, J. D. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- [24] 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
- [25] Isard, P. (1994), *Exchange Rates Economics*, Cambridge University Press, Cambridge UK.
- [26] Jeanne, O. (1997) "Are Currency Crises self-fulfilling? A test". *Journal of International Economics* 43 263-286
- [27] Jeanne, O., P. Masson, (1998), "Currency Crisis, Sunspots and Markov-Switching Regimes" *CEPR Discussion papers*, 1990
- [28] Krugman, P. (1979), "A Model of Balance of Payments Crises" *Journal of Money, Credit and Banking* 11, 311-325
- [29] 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

- [30] Liung, G.M. y G.E.P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, 65, 297-303.
- [31] Martinez-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.
- [32] Masson, P.R. (1995), "Gaining and Losing Credibility: The Case of the United Kingdom", *Economic Journal*, 105, 571-582.
- [33] 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.
- [34] Mizrach, B. (1995), "Target Zone Models with Stochastic Realignment: an Econometric Evaluation", *Journal of International Money and Finance*, 14, 5, October: 641-657.
- [35] Obstfeld, M. (1984), "Balance of Payments Crisis and Devaluation" *Journal of Money, Credit and Banking* 16, 208-217
- [36] Obstfeld, M. (1986), "Rational and Self-fulfilling Balance-of-Payments Crises" *American Economic Review* 76, pg. 72-81
- [37] Obstfeld, M. (1994) "The Logic of Currency Crises" Banque de France Cahiers economiques et monetaires, n°43, 189-213 y *NBER Working Paper* 4640
- [38] Obstfeld, M. (1996) "Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features" *European Economic Review* 40, 1037-1047
- [39] Piard, S. (1999), "New Empirical Evidence on The French Currency Crises", Mimeo, Department of Economics, London Guildhall University.
- [40] 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
- [41] Psaradakis, Z., M. Sola (1998b), "Generated Regressors and Markov-Switching Models", Mimeo, Department of Economics, Birkbeck College, University of London, U. K.
- [42] Psaradakis, Z., M. Sola y M. Tronzano (1999), "Target Zone Credibility and Economic Fundamentals", Mimeo, Department of Economics, Birkbeck College, University of London, U. K.
- [43] Rose, A. y Svensson, L.E.O. (1994), "European Exchange Credibility Before the Fall", *European Economic Review*. 38, 1185-1216
- [44] Salant, S., D. Henderson, (1978), "Market Anticipations of Government Gold Policies and the Price of Gold" *Journal of Political Economy*. Agosto

- [45] Siklos, P.L., y R. Tarajos (1996), "Fundamentals and Devaluation Expectations in Target Zones: Some New Evidence from ERM" *Open Economies Review*, 7, 35-59
- [46] Svensson, L.E.O. (1993), "Assesing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in ERM, 1979-1992" *European Economic Review*, 37, 763-802
- [47] Thomas, A.H. (1994) "Expected Devaluation and Economic Fundamentals" *IMF Staff Papers*, 41, 262-285
- [48] 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.
- [49] Werner, A.M. (1995), "Exchange Rates Target Zones, Realalignments and the Interest Rate Differential: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, 39, 353-367