

DÉFICIT PÚBLICO E INESTABILIDAD DE LOS TIPOS DE CAMBIO*

M.^a ARACELI RODRÍGUEZ

Universidad de Valladolid

El objetivo de este trabajo es mostrar la influencia del déficit presupuestario sobre la estabilidad del tipo de cambio de una moneda. En un momento en el que el PEC está siendo cuestionado por la debilidad cíclica de Europa, en este estudio se plantea la relevancia de unas finanzas públicas saneadas sobre la fortaleza o debilidad de una moneda. En primer lugar, partiendo de las turbulencias de la peseta española en las bandas del SME, el modelo de Markov con Saltos de Régimen permite la identificación de diferentes periodos especulativos. Posteriormente, la extensión del modelo a probabilidades de transición variables entre los estados, dependiendo de la variación del déficit público, posibilita el hallazgo de la decisiva influencia de esta variable sobre esas perturbaciones.

Palabras clave: turbulencias monetarias, déficit público, modelo de Markov, probabilidades variables.

Clasificación JEL: F31, H62.

El llamado Pacto de Estabilidad y Crecimiento (PEC) garantiza (quizá deberíamos decir “garantizaba”) la disciplina presupuestaria de los países que forman parte de la Unión Monetaria Europea. Sin embargo, su cumplimiento y efectivo funcionamiento parecen estar en tela de juicio, debido a la reciente reforma y flexibilización del mismo y a los problemas fiscales actuales de algunas de las principales economías europeas como Italia, Portugal, Francia o Alemania y algunos de los nuevos estados miembros después de la ampliación de mayo de 2004¹.

Los efectos negativos que el déficit presupuestario y el incumplimiento del Pacto pueden tener sobre la consolidación del euro y el crecimiento de la economía europea, han actualizado y reavivado el interés por las consecuencias que los

(*) El autor agradece los comentarios y sugerencias recibidos por los profesores Z. Jiménez-Rodríguez y J. López de la Universidad de Valladolid. Asimismo, en esta nueva versión del trabajo, agradezco las indicaciones y comentarios de los dos evaluadores anónimos y el editor de REA. Evidentemente, cualquier error es sólo responsabilidad mía.

(1) La iniciativa del Pacto partió de T. Waigel, ministro de finanzas alemán, en una carta del 10 de noviembre de 1995 dirigida al resto de ministros de economía de la UE, proponiendo un mecanismo que garantizase la estabilidad fiscal. Actualmente, son 13 los países que tienen dificultades para mantener su déficit público por debajo del 3%. La descripción y cronología de los principales acontecimientos relativos al PEC se detalla en el anexo 1.

desequilibrios en las finanzas públicas pueden ejercer sobre la estabilidad de una moneda. Por esta razón, elegimos para este estudio el marco de las perturbaciones monetarias que sufrió la moneda española en la década de los años 90, analizando la contribución del déficit público al origen de tales perturbaciones.

El hecho de que la peseta española perteneciera a la disciplina del Mecanismo de Cambios e intervención del Sistema Monetario Europeo (SME), puede hacer caer en la tentación de extrapolar los resultados obtenidos en los abundantes trabajos sobre la crisis del Sistema del 92-93. La mayoría de dichos estudios, que describiremos brevemente a continuación, culpan de las turbulencias a la existencia de expectativas auto-realizables de los agentes (*self-fulfilling attacks*) sin graves desequilibrios o inconsistencias de las políticas macroeconómicas en los países que abandonaron el Sistema o tuvieron que devaluar su moneda². Sin embargo, un análisis específico, permitirá caracterizar y diferenciar el comportamiento de la moneda española en la disciplina del SME.

La oportunidad de este trabajo parece justificarse a la vista de los últimos acontecimientos, referentes a la disciplina fiscal del conjunto de países del área euro y reforma y flexibilización del PEC, que ha culminado con la ratificación del Consejo Europeo en marzo de 2005 del acuerdo alcanzado por el Ecofin para modificar el Pacto.

Los peligros de unas finanzas públicas no saneadas se concretan en una pérdida de credibilidad, no aconsejable en el momento en el que la moneda única ha comenzado a caminar. Sin embargo, las condiciones macroeconómicas actuales y la desaceleración del crecimiento de la mayoría de las economías europeas, sitúan a los países integrantes de la Unión Monetaria en la disyuntiva de mantener la ortodoxia o reactivar sus economías, mediante incrementos del déficit presupuestario. Los Estados con finanzas públicas desequilibradas carecen de margen de maniobra para usar el presupuesto con fines estabilizadores, ya que los mercados consideran insostenible su posición fiscal³. Por tanto, parece que la cuestión puede radicar en intentar responder a la pregunta: ¿Cómo de relevante es el déficit público en la credibilidad de las políticas económicas y la estabilidad de una moneda? Por eso, para poder obtener alguna respuesta adecuada, elegimos como marco de trabajo las turbulencias de la peseta española en las bandas del SME y analizamos la responsabilidad del déficit público sobre esas perturbaciones. La extrapolación de resultados no parece descabellada.

El trabajo se estructura como sigue: En la siguiente sección, se presenta el marco teórico y empírico en el que puede situarse este estudio. En la sección tres, se muestran los resultados del modelo de Markov con saltos de régimen aplicado a un índice de presión especulativa sobre la moneda española en el periodo de perte-

(2) Eichengreen y Wyplosz (1993), Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994) o Rodríguez (2001, 2002) presentan un análisis detallado de los acontecimientos y posibles causas de las turbulencias del SME.

(3) Véase "The Stability and Growth Pact: A Discussion Paper" HM Treasury, marzo de 2004 para una revisión de la efectividad del PEC, necesidad y problemas derivados de su implementación y reforma. En Sánchez-Robles (2002), Uhlig (2002) y Annett y Jaeger (2004), se exponen algunos argumentos en contra de la flexibilización del PEC.

nencia a las bandas de oscilación del SME. En la sección cuatro, se amplía el modelo econométrico para permitir probabilidades de transición variables entre los estados de calma y turbulencia, con el fin de detectar la influencia del déficit público en los orígenes de las perturbaciones monetarias de la peseta. Finalmente, en la quinta y última sección, se exponen las principales conclusiones y aportaciones.

1. MARCO TEÓRICO Y EMPÍRICO. ANTECEDENTES

El debate sobre los orígenes y las causas de los procesos de crisis especulativas continúa abierto y no existe consenso sobre los factores desencadenantes de estos procesos. Actualmente, la cuestión se centra en la determinación de las variables relevantes que pueden conducir a una moneda a devaluar o abandonar un sistema de cambios. La literatura ha venido utilizando diferentes enfoques y metodologías teóricas y empíricas, sin resultados concluyentes respecto a las causas de los ataques especulativos tal y como se puede inferir a partir de la lectura de trabajos como los de Jeanne (1997), Flood y Marion (1999) o, más recientemente, Sarno y Taylor (2002) y Kaminsky (2003).

Los primeros modelos de crisis de balanza de pagos o modelos de primera generación⁴, sugieren que las políticas macroeconómicas llevadas a cabo por las autoridades económicas pueden ser inconsistentes con el mantenimiento de un tipo de cambio fijo. Estos modelos conceden una importancia vital a la debilidad de los fundamentos macroeconómicos, provocada por políticas fiscales o monetarias demasiado expansionistas, que conducen a una constante pérdida de reservas internacionales. Si el nivel de reservas se deteriora, la situación se hace insostenible e irremediamente fuerza a las autoridades al abandono de la paridad fija o a la devaluación. Estos modelos surgieron a partir de las crisis experimentadas por algunos países en vías de desarrollo, como México y Argentina, en la década de los años 70 y principios de los años 80.

Por otro lado, las crisis sufridas por los países del SME en 1992-93 y México en 1994, propiciaron la aparición de un segundo grupo de modelos -los denominados modelos de segunda generación- tratando de explicar la posibilidad de un ataque especulativo aún cuando las políticas económicas aplicadas pudieran ser consistentes con el mantenimiento de la paridad. A este grupo de trabajos pertenecen los modelos de análisis coste-beneficio o “cláusula de escape” –como el que presenta Obstfeld (1994)– que enfatizan la posibilidad de que un tipo de cambio fijo se mantenga en función de las circunstancias de la economía. Se supone que las autoridades deben minimizar una función de pérdida social, que refleja los intentos de conducir a sus economías a una situación de equilibrio interno y externo, para lo cual deben elegir entre mantener la paridad dentro del sistema de cambios fijo elegido o bien devaluar, incumpliendo su política anunciada, si los beneficios de esta actuación superaran a los costes. En estos modelos, las crisis

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

cambiarías no vienen precedidas por políticas fiscales o monetarias expansivas, sino más bien por tasas de desempleo elevadas, o una etapa recesiva del ciclo económico tras un periodo de políticas restrictivas. Una de las principales aportaciones de estos modelos es la introducción de funciones de comportamiento no lineales en las normas de actuación del gobierno del país en cuestión.

En un creciente número de trabajos, la característica principal es la existencia de equilibrios múltiples, realmente muy en la línea de los anteriores modelos, ya que estudian la posibilidad de crisis especulativas, sin debilidad de los fundamentos de la economía. Si los agentes económicos anticipan una relajación de las políticas monetarias y fiscales tras un ataque a la moneda, que resulte en una devaluación o en el abandono del sistema de cambios, la economía puede saltar de un equilibrio a otro tras ese cambio en las expectativas sobre el futuro comportamiento de las autoridades monetarias.

Por último, debemos referirnos a las nuevas teorías que explican el contagio y las transmisiones de las crisis desarrolladas, principalmente, después de las crisis de los países asiáticos y Rusia. Por ejemplo, Calvo (1998) señala la existencia de imperfecciones en los mercados de capital formados por inversores informados y no informados. Si estos últimos imitan las acciones de los primeros, ante una variación en sus carteras, aquellos con menos información pueden malinterpretar los motivos y proceder a vender masivamente, originando un reajuste no justificado de tipos de interés y de cotizaciones bursátiles. En este mismo sentido, existe un grupo de trabajos centrado en los nexos de unión entre crisis monetarias y financieras, que indican la existencia de mecanismos por los que el sistema financiero actual (más concretamente la globalización financiera) aumenta la probabilidad de que ocurran crisis financieras, sobre todo en países no desarrollados⁵.

En lo referente a la literatura empírica de crisis monetarias, ésta comprende un extenso conjunto de trabajos que emplean distintas metodologías teóricas y econométricas. Desde los estudios de Blanco y Garber (1986), Cumby y Wijnbergen (1989), aplicados a países en desarrollo como México y Argentina y con resultados en la línea de los primeros modelos de crisis de Balanza de Pagos, se ha desarrollado una amplia y variada gama de trabajos empíricos. En la mayoría de estos trabajos, se revelan determinantes de la evolución del tipo de cambio, déficit fiscales demasiado elevados y el crecimiento del crédito doméstico como principal vía de financiación del mismo.

Después de los acontecimientos de la década de los años 90, y sobre todo de la crisis que azotó al SME, los estudios empíricos se plantearon la adecuación de sus resultados a las características de los modelos de segunda generación, utilizando, fundamentalmente, modelos no estructurales con regresiones *Logit* o *Probit* y test no paramétricos. Dentro de este grupo de análisis se pueden mencionar los de Drazen y Masson (1994), Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996), Jeanne y Masson (2000) o Campos y Rodríguez (2002, 2004). En muchos de ellos, se ratificaría la posibilidad de equilibrios múltiples de la economía o shocks sobre variables reales, que dificultan el mantenimiento de la paridad.

(5) Así, en Kaminsky y Reinhart (1998, 1999) o Demirgüç-kunt y Detragiache (1999), se apuntan ciertas variables financieras pueden ser útiles para predecir crisis monetarias y/o financieras.

Una de las aportaciones más novedosas de este grupo de trabajos es la definición de un índice de presión especulativa. El primer estudio que emplea el concepto de presión especulativa de Girton y Roper (1977) es el de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994), aunque diversas versiones del índice han sido utilizadas posteriormente en otros trabajos, como en: Frankel y Rose (1996), Weymark (1998), Kaminsky y Reinhart (1999) o Piard (1999). En el caso español, Rodríguez (1999), construye un índice de presión especulativa para la peseta española en el periodo de pertenencia a las bandas del SME, que permite identificar correctamente las turbulencias de la peseta mediante la aplicación de funciones indicador a distintos niveles de confianza. El índice se construye del siguiente modo:

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

donde S es el tipo de cambio spot nominal de la moneda nacional frente a la moneda extranjera, en este caso, el tipo de cambio mensual de la peseta frente al marco y el $\% \Delta S_t$ es el porcentaje de variación del tipo de cambio; $(i - i^*)_t$ es el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania y $\% \Delta(R_t)$, la variación porcentual de las reservas nacionales netas de moneda extranjera, en millones de pesetas. Debido a que la volatilidad de los tres componentes del índice es diferente, se asigna a cada uno de los ellos un peso o ponderación específico, ω_i , con el fin de igualar las varianzas $[\sigma_i^2]$ de cada componente. Los pesos se calcularon de la siguiente forma⁶:

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

La intuición que subyace tras esta medida es, que cuando se produce un proceso especulativo contra la moneda en cuestión, el gobierno puede devaluar (o permitir la depreciación dentro de la banda), aumentar los tipos de interés o bien hacer frente al ataque empleando sus reservas, con la posibilidad de que éstas se agoten. De esta forma se convierte en una magnífica *proxy* de las expectativas de reajuste de una moneda.

Por otra parte, algunos de los trabajos más recientes sobre crisis especulativas, han aplicado la metodología de Modelos de Markov con Saltos de régimen para lograr la separación de los periodos de calma y turbulencia, así como de identificación de las variables desencadenantes de crisis monetarias o financieras. De hecho, en los trabajos sobre credibilidad y crisis especulativas, uno de los principales problemas ha sido la estimación de la variable dependiente o probabilidad de devaluación; es decir,

(6) En Rodríguez (1999) se presentan dos índices diferentes, resultados de ponderaciones distintas. En este estudio empleamos, sólo aquél que captura con mayor precisión y fiabilidad las diferentes perturbaciones que afectaron a la moneda española; por ejemplo, al comienzo del periodo, cuando la fortaleza de la peseta representó una fuente de inestabilidad monetaria en el Sistema. El índice es, por lo tanto, una medida de la probabilidad de reajuste y no sólo de la probabilidad de devaluación. Información adicional sobre el IPE, las series que lo componen y los pesos asignados se detalla en el anexo 2.

calcular una medida de las creencias de los agentes económicos privados como *proxy* de las expectativas de devaluación. El filtro de Hamilton (1989, 1994), *Markov-Switching Models*, permite considerar conjuntamente las distribuciones generadas por los dos posibles estados de la economía, calma [credibilidad] y crisis [falta de credibilidad]. Este procedimiento agrupa las observaciones según una variable de estado no observada, obteniéndose la probabilidad de que la economía se encuentre en el estado de calma o en el estado de crisis, definiendo ésta de forma amplia, permitiendo que las perturbaciones finalicen o no con un reajuste de paridad.

En este trabajo, vamos a emplear estas dos aportaciones de la literatura, la construcción de un índice de presión especulativa [IPE] y el procedimiento de Markov con saltos de régimen, para lograr separar los dos estados de la naturaleza.

Una vez identificadas las turbulencias especulativas, el objetivo de este estudio y la parte más novedosa del mismo, es analizar la relevancia del déficit público en las crisis que afectaron a la peseta española en el tiempo de pertenencia a la disciplina del Mecanismo de Cambios e Intervención del SME. No podemos olvidar, que los candidatos a formar parte de la Unión Europea habían de limitar la generación de déficit y deuda en proporción al PIB nominal. Las implicaciones de los criterios fiscales de convergencia del tratado de Maastricht fueron analizadas por la literatura, en trabajos como los de Von Hagen (1991), Wyplosz (1991), Goodhart (1992), Buitier, Corsetti y Roubini (1993), o Andrés, Molinas y Taguas (1993), y Bajo y Sosvilla (1994) para el caso español. Una vez asumida la disciplina presupuestaria, el PEC ha ido más lejos, al establecer que una vez en marcha la Unión Monetaria, el déficit de cada nación ha de reducirse hasta alcanzar el equilibrio presupuestario por término medio a lo largo del ciclo económico. El análisis de la repercusión que conlleva la mayor disciplina fiscal contenida en el PEC, se pueden encontrar, entre otros, en Beetsma y Uhlig (1997), Artis y Winkler (1998), Diba, Canzoneri y Cumby (2001) y Hemming, Mahfouz y Schimmpfenning (2002). Para el caso español, González-Paramo (1997, 2000), Boscá, Doménech y Taguas (1999) y Onrubia (2003) tratan el tema.

En este trabajo, ampliaremos el procedimiento econométrico de Markov, permitiendo que las probabilidades de transición varíen dependiendo de alguno de los posibles determinantes del fenómeno de estudio, en este caso, del déficit público.

2. MÁS SOBRE LA IDENTIFICACIÓN DE LAS TURBULENCIAS MONETARIAS DE LA PESETA EN LAS BANDAS DEL SME

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, el índice de presión especulativa será separado en dos estados de la economía, calma y turbulencia, que vendrán asociados a una media y varianza bajas y una media y varianza altas, respectivamente⁷. La variable de estado, m_t , es

(7) Los datos de tipos de interés mensual interbancario de España y Alemania fueron obtenidos de la base de datos Datastream, en el Birkbeck Collage de Londres. Las series mensuales del tipo de cambio spot de la peseta frente al marco y reservas internacionales fueron proporcionadas por el Banco de España.

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 podemos hablar de un estado de alta credibilidad.
- Si $m_t = 1$, el proceso está en el régimen de perturbaciones monetarias.

La dinámica de la serie –que denominamos y – se puede modelizar a través de una especificación autorregresiva, AR(R), que es de orden uno [$R = 1$] en el caso del índice de presión especulativa. 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.

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

donde γ_t representa la variable en la que intentamos diferenciar diferentes estados y que, en nuestro caso, es el índice de presión especulativa; m_t , es la variable aleatoria que indica el estado en el que está la economía en el momento t ; v_t , son las perturbaciones que se suponen independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza unitaria [$v_t \rightarrow N(0,1)$]. Además, la media y la desviación típica de la variable dependiente del estado se definen como:

$$\mu_{m_t} = \alpha_0 + \alpha_1 m_t$$

$$\sigma_{m_t} = \sigma_0 (1 - m_t) + \sigma_1 m_t$$

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 i le siga el estado j . Con el fin de unificar la notación que seguiremos también en la sección cuatro, denominamos, q , a la probabilidad de que al estado de calma le siga también el estado de calma y llamamos, p , a la probabilidad de que al estado de perturbaciones le siga el estado de turbulencias. Con solo dos estados posibles, calma y turbulencia, la matriz de probabilidades de transición viene dada por:

$$P = \begin{pmatrix} q & 1-p \\ 1-q & p \end{pmatrix} \quad \text{donde } 1-q \text{ es la probabilidad de que al estado de calma le siga}$$

el de turbulencias y, análogamente, $1-p$, es la probabilidad de que al estado de turbulencias le siga el de calma.

Mediante un proceso iterativo, se consigue la estimación máximo verosímil de los parámetros $(\mu_0, \mu_1, \phi, \sigma_0^2, \sigma_1^2, q, p)$.

Los resultados de la estimación del modelo de Markov con probabilidades de transición constantes entre los estados se presentan en el cuadro 1 y el gráfico 1. Los resultados de la separación de estados del índice de presión especulativa, vienen a ratificar los resultados de Rodríguez (2002) que aplica el procedimiento sobre el diferencial de tipos de interés nominales entre España y Alemania⁸. A la vista de estos nuevos resultados obtenidos a partir del índice, se puede sugerir la adecuación del modelo para diferenciar entre periodos de inestabilidad monetaria y calma, diferenciando como en aquel trabajo, nítidamente tres etapas de perturbaciones:

1. Al comienzo del periodo, después de la incorporación al Mecanismo de Cambios e Intervención del Sistema.
2. Durante la tormenta monetaria del 92-93, que se saldó en España con tres devaluaciones y el paso a un Sistema de cambios cuasi-flexible con una banda de oscilación de $\pm 15\%$
3. Después de la crisis del peso mexicano, en diciembre de 1994, se detecta un nuevo incremento de la probabilidad de crisis, derivado de la inestabilidad del dólar estadounidense, fuertes turbulencias en los mercados globales de bonos y los efectos redistribución y contagio de las crisis monetarias. Este último periodo de inestabilidad se saldó con una nueva devaluación de la peseta en marzo de 1995.

En el cuadro 1 se reproducen los resultados del procedimiento sobre el diferencial de tipos de interés de Rodríguez (2002) y los referentes a la aplicación sobre el índice de presión especulativa.

Debemos comentar respecto a los resultados obtenidos, que el parámetro a_1 correspondiente al Índice de Presión Especulativa que aparece en este cuadro, no es significativo. Este resultado podría ser un problema si la interpretación es la que se acaba de exponer, ya que ese es el parámetro, en principio correspondiente a la variable de estado. Sin embargo, debemos señalar que, en este caso, el procedimiento aleatorio para asignar los estados es contrario al habitual (o, al menos, al que se obtiene en el caso de los diferenciales de tipos de interés); es decir, $m_t = 0$, se corresponde con el caso de perturbaciones monetarias y $m_t = 1$, con el caso de calma. De hecho, la representación gráfica original, obtenida a partir de la estimación de las probabilidades de transición constantes, es inversa a la que se presenta en el gráfico 1.

De esta manera, si $m_t = 0$, en el estado de perturbaciones, entonces la parametrización de la media es: $\mu_{mt} = \alpha_1 + \alpha_0 m_t$ y en nuestro caso, el parámetro relativo a la media $[\mu]$ del estado de perturbaciones es $\alpha_1 = 0,09$;

De la misma forma, en el estado de calma, $m_t = 1$, y entonces:

$$\mu_{mt} = \alpha_1 + \alpha_0 [m_t] = 0,09 + [-0,08[1]] = 0,01$$

El parámetro relevante, que ha de ser significativo es, por lo tanto, el que depende del estado, α_0 . Análogamente, se pueden obtener las desviaciones típicas de los dos estados, que no plantean problemas ya que:

- si $m_t = 0$ (turbulencias), entonces: $\sigma_{mt} = \sigma_1 (1 - m_t) + \sigma_0 (m_t) = \sigma_1$
- si $m_t = 1$ (calma), $\sigma_{mt} = \sigma_1 (1 - m_t) + \sigma_0 (m_t) = \sigma_0$

(8) Rodríguez [(2002), pág. 605].

Cuadro 1: MODELO DE MARKOV CON SALTOS DE RÉGIMEN [PROB. CONSTANTES]

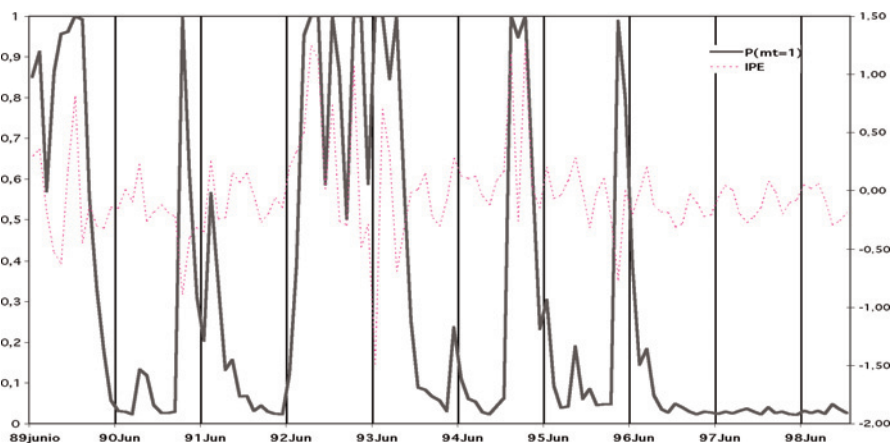
	$(i-i^*)$	IPE_t
Parámetros ^a	Coeficientes ^b	
α_0	0,03 (0,28)	-0,08 (0,02)
α_1	0,69 (0,32)	0,09 (0,14)
ϕ_1	0,71 (0,11)	0,19 (0,08)
ϕ_2	0,45 (0,14)	
ϕ_3	-0,01 (0,09)	
ϕ_4	-0,25 (0,08)	
σ_0	0,24 (0,01)	0,16 (0,01)
σ_1	1,27 (0,57)	0,67 (0,12)
Log Verosimilitud	48,55	86,08
q	0,96	0,93
p	0,81	0,84

Notas: ^a Los coeficientes α_0 , α_1 y σ_0 , σ_1 son los relativos a las medias y las desviaciones típicas de los dos estados. ϕ_R son los coeficientes autorregresivos, q y p son las probabilidades de transición de permanencia en el estado de calma o perturbación, respectivamente.

^b Los errores estándar asintóticos se muestran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 1: MODELO DE MARKOV CON SALTOS DE RÉGIMEN
[PROB. CONSTANTES] SOBRE IPE



Fuente: Elaboración propia.

3. CONTRIBUCIÓN DEL DÉFICIT PÚBLICO A LAS TURBULENCIAS DE LA PESETA ESPAÑOLA (1989-1998)

Creemos que existen dos razones buenas y específicas al caso español por las que la intuición nos invita al estudio de la influencia del déficit público en las crisis de la peseta española. La primera de ellas, se refiere al profundo incremento del gasto público producido al comienzo de la etapa democrática en nuestro país, intentando por un lado, solventar el descenso en el crecimiento de la actividad económica de los años 70 y, por otro, actualizar el estado en el área de bienestar, para situarlo al nivel de los países más desarrollados. En el momento de la adhesión a las Comunidades Europeas, la necesidad de financiación de las administraciones públicas se encontraba a un nivel del 6,9% del PIB. Un tímido saneamiento de los dos años siguientes, debido a una etapa expansiva del ciclo, terminó en 1988 principalmente por los gastos en inversión necesarios para la consecución de los eventos del 92. El activismo fiscal coexistía en este tiempo con una política monetaria muy restrictiva de control de precios, necesaria en el contexto internacional al que España acababa de incorporarse, ya que los diferenciales de inflación con nuestros socios europeos eran muy elevados. Esta política presupuestaria, expansiva y pro-cíclica, que descargaba sobre la monetaria la responsabilidad de encauzar los desequilibrios macroeconómicos, chocaba con el intento de moderar el crecimiento de la demanda interna aún utilizando métodos poco ortodoxos, como las limitaciones al crédito o los controles a la entrada de capitales⁹.

(9) De hecho la liberalización de los controles de capital en abril de 1991, supuso una fuente de inestabilidad monetaria que se refleja en un salto en la probabilidad de crisis. Véase gráfico 1.

La segunda de las razones, nos remite a anteriores resultados sobre las turbulencias de la peseta española en las bandas del SME. Rodríguez (2002) obtiene una elevada significación de la variación de las reservas internacionales en poder del Banco de España como origen de las turbulencias monetarias. Este resultado conduciría a pensar en un origen de las perturbaciones en la línea de los primeros modelos de crisis monetarias y lejos de aquellos trabajos en los que ninguna variable –lo que ratificaría la idea de ataques autorrealizables– o sólo variables referentes a la situación cíclica de la economía, se revelaron determinantes. Estos resultados están en consonancia con los del trabajo de Psaradakis, Sola y Tronzano (2003), en el que no se hallan vínculos evidentes entre crisis monetarias y fundamentos macroeconómicos reales de la economía en el estudio de la credibilidad del franco francés entre junio de 1991 y septiembre de 1998. Sin embargo, están en franco contraste con la evidencia presentada en los trabajos de Caramazza (1993), Chen y Giovannini (1994), Isard (1994), Masson (1995), Jeanne (1997) y Mizrach (1995), en los que se encuentra apoyo empírico a los modelos teóricos de cláusula de escape.

La aparente existencia de políticas económicas inconsistentes con el mantenimiento de un tipo de cambio fijo y el hallazgo en otros estudios de variables significativas, que podrían ratificar esa inconsistencia, nos ha conducido a la idea de intentar constatar la relevancia del déficit público en esas turbulencias¹⁰. El trabajo de Amato y Tronzano (2000) emplea una metodología econométrica similar a la aquí presentada y aplicada a la credibilidad de la lira italiana en el periodo de pertenencia al SME. Sus resultados evidencian los fuertes vínculos entre las perturbaciones de la moneda italiana y un conjunto de desequilibrios en las finanzas públicas domésticas. Como veremos a continuación, nuestros resultados están en esta misma línea.

3.1. *Una medida del déficit público*

Ciertamente es muy difícil disponer de una medida fiable del déficit público con la periodicidad requerida en este caso, es decir, mensual. En las series temporales que el ministerio de economía provee, efectivamente es posible hallar una serie temporal indicativa del déficit de caja del Estado, en millones de euros¹¹. Empleamos las tasas de variación intentando evitar el problema de la acumulación del déficit a lo largo del año, al observar el valor de la variable en el mismo mes de años consecutivos.

Con el fin de eliminar algunos de los problemas que esta serie por sí misma podría plantearnos, como el hecho de que esté afectada por el ciclo económico, empleamos también la serie de PIB a precios corrientes del Banco de España (Boletín Estadístico, Contabilidad Nacional de España, SEC 95). La diferencia de las tasas de crecimiento anuales entre las dos variables creemos que puede considerarse una buena aproximación de las cuentas del estado en porcentaje del PIB; de hecho, el déficit en porcentaje del PIB es la variable a controlar por los distintos estados miembros desde la entrada en vigor del Tratado de Maastricht. Puesto que no disponemos de datos de PIB mensuales, le asignamos a los meses de cada tri-

(10) En Taylor (1995) se presentan algunas de las razones por las que puede ser relevante la relación entre las expectativas de devaluación y los fundamentos de la economía.

(11) Fuente: Base de Datos de Series de Indicadores de Coyuntura Económica (BDSICE) de la Subdirección General de Análisis Macroeconómico (SGAM).

mestre el mismo valor. Las posibles dudas que plantearía la utilización de esta ratio, nos lleva a construir la misma variable pero aproximando la actividad económica por el índice de producción industrial [IPI], serie de la que sí disponemos de datos mensuales¹². Los resultados no cambian sea cual sea la variable empleada.

Por lo tanto son dos los indicadores de déficit público empleados: la tasa de variación del déficit de caja del Estado que se normaliza respecto al PIB, bien a través de la serie de PIB corriente, o bien mediante el IPI. En los dos casos, los resultados muestran la decisiva influencia de las cuentas del Estado en la génesis de las tormentas monetarias de la moneda española¹³.

3.2. Ampliación del modelo econométrico

El procedimiento econométrico empleado para averiguar la influencia del déficit en la probabilidad de cambio de estado de la economía de calma a tormenta monetaria es, como en la sección anterior, el modelo de Markov con saltos de régimen. En este caso, permitiremos que las probabilidades p_{00} y p_{11} de salto de un régimen a otro (o la persistencia de uno de ellos) varíen dependiendo de esta variable.

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) y Filardo (1994) y las estimaciones máximo verosímiles de los parámetros se han realizado mediante el algoritmo iterativo cuasi-Newton de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno.

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

donde χ_t es la variable que afecta a las probabilidades de estado, en este caso el déficit público, 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.

3.3. Principales resultados

Los resultados del modelo ampliado, para permitir probabilidades de transición variables, se muestran en el cuadro 2. La serie ha sido introducida conside-

(12) De nuevo empleamos como fuente la Base de Datos de Series de Indicadores de Coyuntura Económica del Ministerio de Economía (BDSICE).

(13) En el anexo 2 de este trabajo, se presentan las series originales.

rando dos variables endógenas, el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania y el índice de presión especulativa de la peseta española en el periodo de pertenencia a las bandas de oscilación del SME. De nuevo, ha sido necesaria una especificación autorregresiva de orden 4 en el caso del diferencial de tipos de interés y de orden 1 para el IPE.

En primer lugar, debemos comentar que los resultados obtenidos parecen robustos. El valor de los parámetros relativos a las medias y varianzas en cada estado son muy similares. De hecho, como puede comprobarse en los gráficos 2, 3, 4 y 5, la separación de estados es la misma tanto con probabilidades constantes como con probabilidades variables, dependientes del déficit público.

Como muestra el cuadro 2, en ambos casos, y con las dos medidas de déficit público empleadas, el parámetro estimado β_0 es significativo y positivo. El mecanismo de transición de la ecuación [4] implica que la probabilidad de permanecer en el estado de calma dependiente de la variable exógena $[dq_t/d\chi_t]$, tiene el mismo signo que $\beta_0 > 0$. Esto supone que una mejora de las cuentas públicas, χ_t , incrementa la probabilidad de permanecer en el estado creíble o estado de calma o, de la misma forma, reduce la probabilidad del salto de la economía al régimen de tormenta, desde el estado de calma $[d[1-q_t]/d\chi_t]$.

Sin embargo, si analizamos la significatividad del parámetro β_1 , relativa a la probabilidad de permanecer en el estado de turbulencias, éste es negativo y no relevante en ninguno de los cuatro ejercicios realizados. De esta manera, se puede afirmar que, en el estado de crisis monetaria, una mejora del déficit (reducción del mismo) no incrementa la probabilidad de salto al estado de calma o, análogamente, no reduce la probabilidad de continuar en crisis.

Los gráficos 2, 3, 4 y 5 presentan la probabilidad de salto al estado de crisis y las probabilidades de transición variables, p_t y q_t . Como puede observarse, los saltos al estado de turbulencia se producen en las mismas fechas y la variabilidad de las probabilidades de permanecer en el estado de calma, q_t , o en el de perturbación, p_t , también son similares. Hay que tener en cuenta que, p_t , ha revelado su no significatividad, a pesar de mostrarse muy variable.

A la vista de estos resultados, parece existir una relación no simétrica entre la evolución del déficit y la probabilidad de calma y de crisis. Partiendo de una situación de calma monetaria, una disminución del déficit incrementa la probabilidad de permanecer sin turbulencias, o bien reduce la probabilidad de salto a crisis. Mientras que partiendo de una situación especulativa, la reducción del déficit no incrementa la probabilidad de salir de la crisis. Esta relación no simétrica es interesante ya que permite deducir la importancia del déficit público como desencadenante de perturbaciones monetarias. La incapacidad para mantener bajo control las cuentas públicas por parte del Estado, puede ser un factor coadyuvante [evidentemente, no nos atrevemos a afirmar que sea el único] en la generación de periodos de turbulencia monetaria. Sin embargo, el intento por mejorar la situación de las finanzas del Estado, será inútil cuando las perturbaciones son ya un hecho.

Cuadro 2: MODELO DE MARKOV CON SALTOS DE RÉGIMEN
[PROB. VARIABLES CON EL DÉFICIT PÚBLICO]

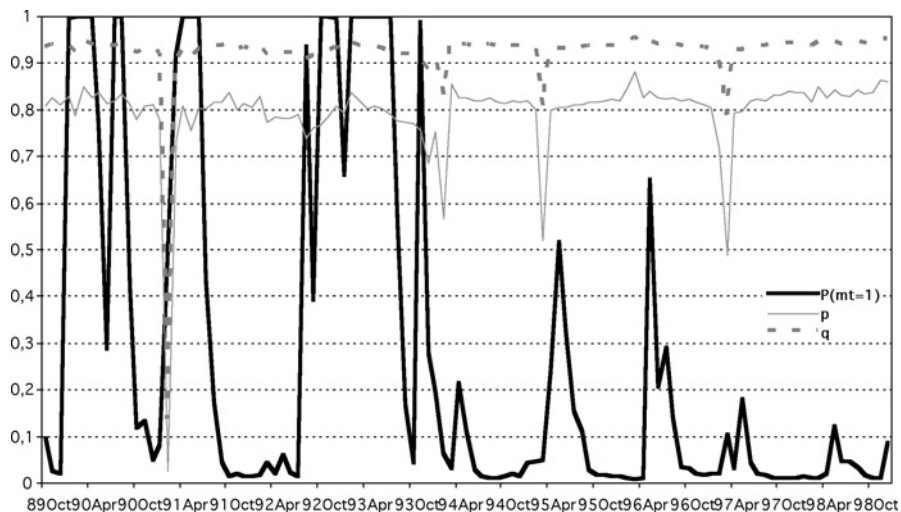
Parámetros ^a	Indicadores de Déficit público			
	Déficit en relación al PIB		Déficit en relación al IPI	
	(<i>i-i*</i>)	IPE _t	(<i>i-i*</i>)	IPE _t
α_0	0,03 (0,1)	-0,08 (-2,12)	0,01 (0,03)	-0,07 (-2,71)
α_1	0,64 (3,63)	1,35 (7,5)	0,48 (2,12)	1,34 (7,66)
σ_0	0,24 (11,45)	0,17 (11,39)	0,21 (13,37)	0,17 (8,33)
σ_1	1,21 (5,91)	1,01 (5,27)	1,58 (5,33)	0,75 (4,15)
χ_0	3,24 (5,20)	2,61 (4,99)	3,56 (4,95)	2,99 (3,64)
χ_1	0,87 (0,80)	-0,21 (-0,24)	0,87 (0,80)	1,04 (1,46)
β_0	4,21 (1,77)	4,52 (2,27)	4,42 (2,28)	5,7 (1,80)
β_1	-19,06 (-1,12)	-3,93 (-0,24)	-0,72 (-1,04)	0,14 (-0,48)
ϕ_1	0,69 (7,89)	0,44 (6,20)	1,02 (11,23)	0,20 (4,15)
ϕ_2	0,48 (5,14)		0,12 (0,85)	
ϕ_3	0,01 (0,12)		-0,11 (-0,86)	
ϕ_4	-0,28 (-3,95)		-0,09 (-2,13)	
Log Verosimilitud	49,53	84,63	53,12	79,74
Q(20) ^b	19,21 (0,51)	16,39 (0,69)	35,53 (0,02)	20,59 (0,42)
Q(50)	41,57 (0,8)	53,96 (0,33)	50,97 (0,44)	56,08 (0,26)
Q ₂ (20)	15,41 (0,75)	14,84 (0,79)	17,59 (0,61)	13,29 (0,86)
Q ₂ (50)	35,51 (0,94)	50,77 (0,44)	23,10 (0,99)	20,47 (0,99)

Notas: ^a Entre paréntesis, bajo cada parámetro estimado se incluye la razón *t-student*, obtenida a partir de los cuasi-verosímiles errores estándar. Hamilton (1994), capítulo 5.

^b Test de dependencia en el tiempo, lineal y no lineal de los residuos del modelo estimado basados en el estadístico de Q de Ljung-Box para las 20 y 50 autocorrelaciones de los residuos estandarizados [Q] y sus cuadrados [Q₂]. Entre paréntesis, los p-valores.

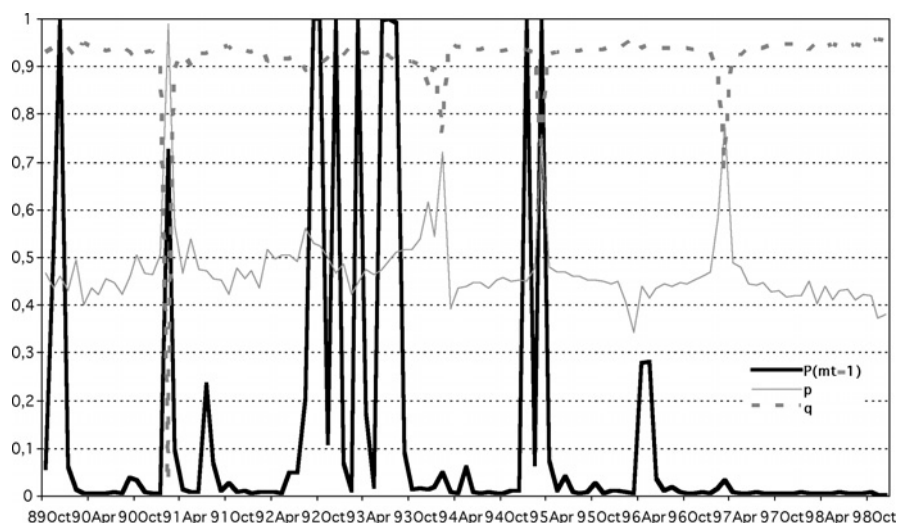
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN VARIABLES.
DÉFICIT PÚBLICO/PIB SOBRE $i-i^*$



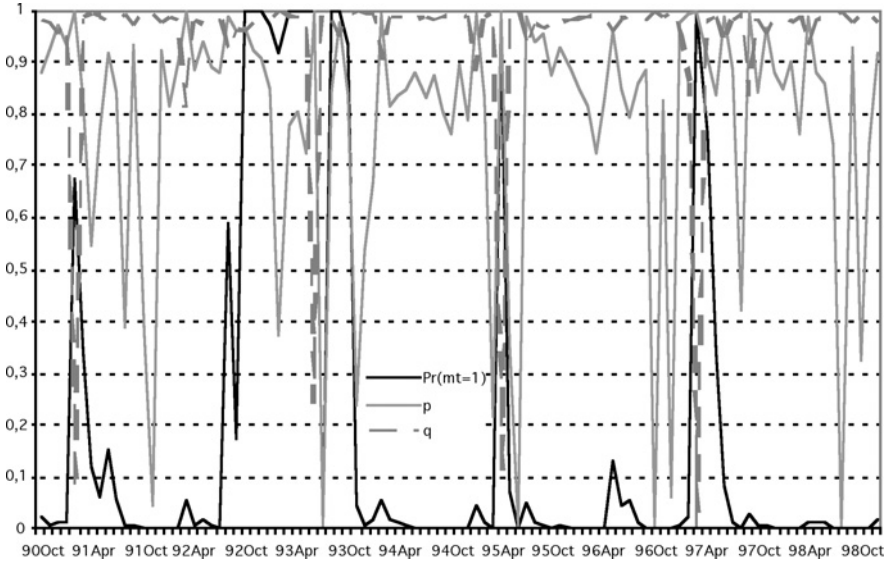
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN VARIABLES.
DÉFICIT PÚBLICO/PIB SOBRE IPE_t^*



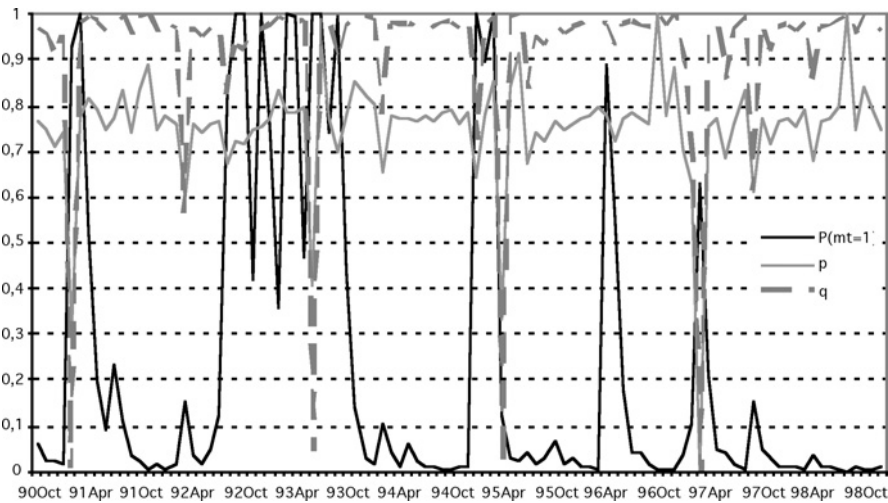
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN VARIABLES.
DÉFICIT PÚBLICO/IPI SOBRE $i-i^*$



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 5: PROBABILIDADES DE TRANSICIÓN VARIABLES.
DÉFICIT PÚBLICO/IPI SOBRE IPE_t



Fuente: Elaboración propia.

4. CONCLUSIONES Y PRINCIPALES APORTACIONES

El análisis realizado tiene como objetivo el estudio de la repercusión del déficit fiscal sobre la estabilidad de una moneda. La actualidad del trabajo puede constatarse ante las posibles consecuencias de las continuas violaciones del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, sobre todo, por parte de algunas de las principales economías del área euro y las voces, provenientes fundamentalmente de Francia y Alemania, que han apoyado su flexibilización y reforma, a la vista de las serias dificultades cíclicas por las que atraviesan las principales economías europeas.

Teniendo en cuenta el debate actual, nos hemos planteado el estudio de los efectos que unas finanzas públicas no saneadas pueden tener sobre la probabilidad de una crisis monetaria.

El análisis se centra sobre la peseta española en las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo, 1989-1998. Creemos que éste es un excelente marco de trabajo, ya que conocemos bien la existencia de fuertes perturbaciones en ese periodo, pero aún no sabemos con claridad qué variables fueron responsables de esas perturbaciones.

La utilización del modelo de Markov con saltos de régimen y probabilidades de transición constantes entre los estados sobre un índice de Presión Especulativa de la peseta, *proxy* de las expectativas de reajuste, nos ha permitido diferenciar adecuadamente los distintos periodos especulativos de la moneda española en las bandas de oscilación del SME. Adicionalmente, la ampliación del modelo econométrico, permitiendo que las probabilidades de transición sean variables con alguno de los potenciales determinantes del fenómeno de estudio, constituye la parte más novedosa de este trabajo. Así, se puede concluir a la vista de los resultados obtenidos, que la variación del déficit público se muestra relevante sobre las expectativas de reajuste de la moneda española. Este hallazgo ratifica la intuición sobre el origen de las turbulencias de la moneda española. A pesar de los numerosos estudios relativos a la génesis de las crisis del SME, que no hallan vínculos entre éstas y desequilibrios macroeconómicos, parece que en el caso español, la evidencia encontrada en este trabajo es contraria. El empleo del déficit como variable explicativa de las turbulencias se corresponde, como en el caso de las reservas, a los modelos de primera generación de crisis monetarias.

Por otro lado, la influencia del déficit público sobre la inestabilidad de la peseta en el periodo de pertenencia a las bandas del Sistema, puede ser un buen ejemplo en el que encontrar la respuesta a los interrogantes que han planteado la conveniencia o no, de reformar y flexibilizar el Pacto de Estabilidad y Crecimiento. Como señala Uhlig (2002) “los pactos están hechos para cumplirlos”.

ANEXO I

CALENDARIO DEL PACTO DE ESTABILIDAD					
	Alemania	Francia	Portugal	Italia	Otros
Alerta de la Comisión sobre riesgo de déficit excesivo	19-11-2002	2-4-2003	24-9-2002		
Recomendaciones de la Comisión	8-1-2003	7-5-2003	16-10-2002		
El Ecofin certifica déficit excesivo	21-1-2003	3-6-2003	5-11-2003		
Adopción de las recomendaciones	21-1-2003	3-6-2003	5-11-2003		
La Comisión aconseja obligar a respetar las recomendaciones y presentar informes periódicos		21-10-2003			
El Ecofin decide si asume o no las propuestas de la Comisión		3 y 4-11-2003			
El Ecofin decide no sancionar	28-11-2003			11-5-2004 y 5-7-2004	
Apertura de expediente sancionador a Grecia, Chipre, Malta, Polonia, Eslovaquia, R. Checa y Hungría					5-7-2004
El Tribunal de Justicia de la UE anula la decisión de no sancionar del Ecofin	13-7-2004				
La Comisión recomienda modificar y flexibilizar el PEC				3-9-2004	
Ratificación del Consejo Europeo del acuerdo alcanzado por el Ecofin para modificar el PEC				22 y 23-3-2005	

Fuente: Elaboración propia.

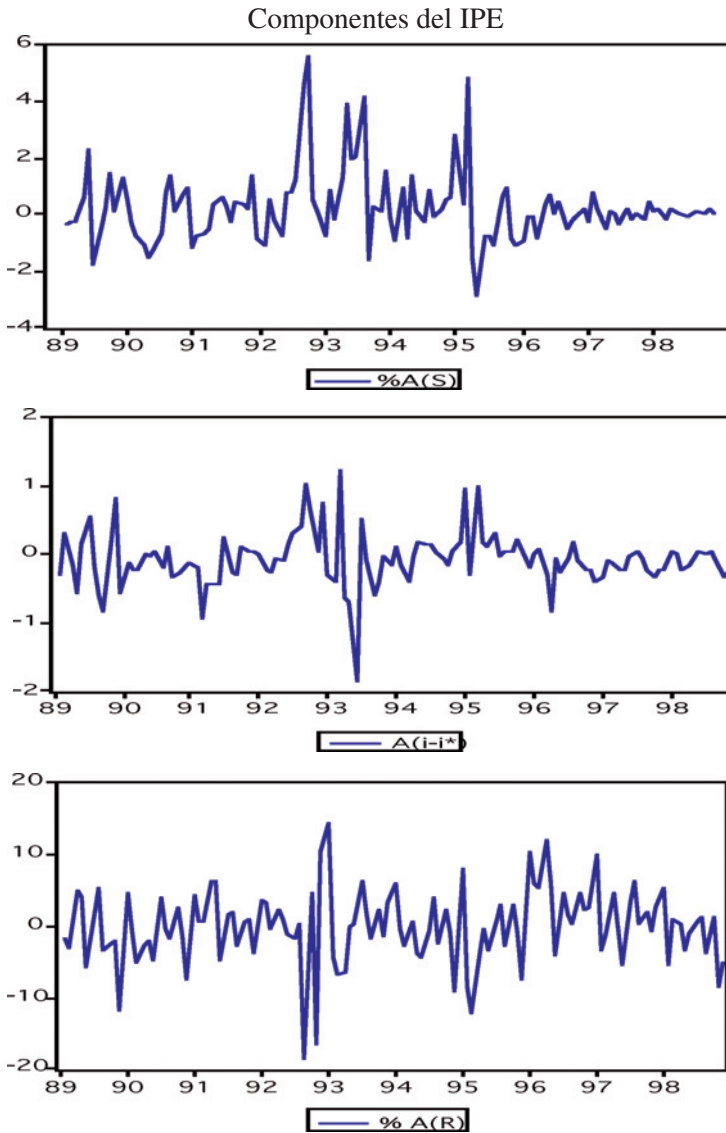
ANEXO 2

1. Información sobre el IPE

La formulación de nuestro índice de presión especulativa es la siguiente:

$$\text{IPE} = [0,0899651 * (\text{pvartc})] + [0,9048198 * (\text{vardti})] + [0,00521497 * (\text{pvarreservas})]$$

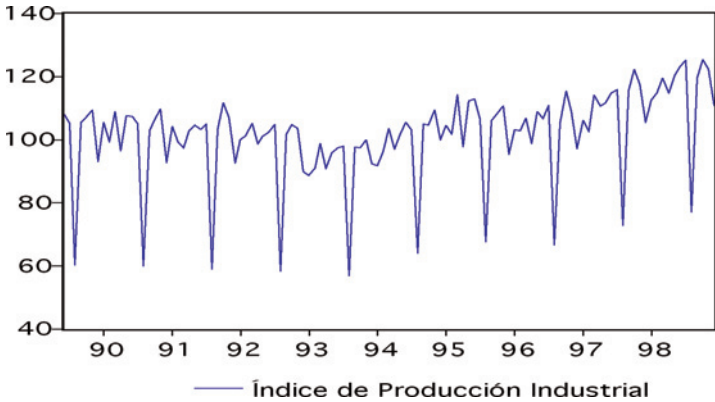
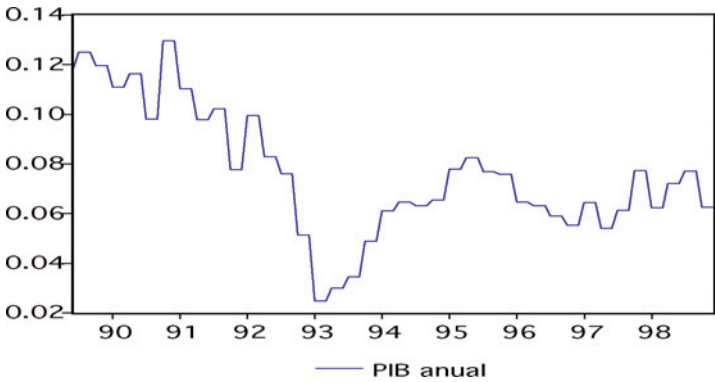
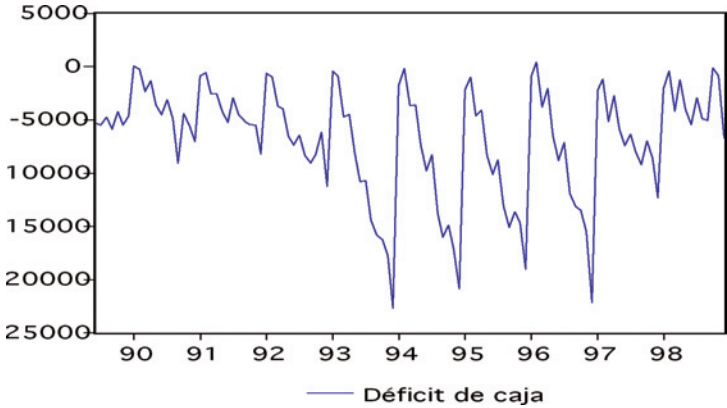
Cada uno de los pesos, ω_i , asignados a las series, se calcula como el cociente entre el inverso de la varianza de cada serie y la suma de los inversos de las varianzas de las tres. En la figura se representan las tres series componentes del IPE.



Fuente: Elaboración propia.

2. *Indicadores de déficit público empleados*

A continuación presentamos algunas de las series originales empleadas en el análisis econométrico.



Fuente: Elaboración propia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amato A. y M. Tronzano (2000): "Fiscal Policy, Debt Management and Exchange Rate Credibility : Lessons from the Recent Italian Experience", *Journal of Banking and Finance*, 24-6, págs. 921-943
- Andrés J., C. Molinas y D. Taguas (1993): "Convergencia, pacto social y política fiscal una evaluación macroeconómica", *Revista de Economía Aplicada*, 2-I, págs. 5-29.
- Annett, A. y A. Jaeger (2004): "Europa en Busca de Disciplina Fiscal ¿Contribuirá el Pacto de Estabilidad y Crecimiento a Equilibrar la Disciplina con la Flexibilidad Fiscal?", *Finanzas y Desarrollo*, FMI, junio.
- Artis, M. y B. Winker (1998): "The Stability Pact: Safeguarding the Credibility of the European Central Bank", *National Institute Economic Review*, 168, págs. 87-98.
- Bajo, O. y S. Sosvilla (1994): "La política fiscal en una Unión Monetaria: aspectos básicos e implicaciones para el caso español", *Hacienda Pública Española*, 130, págs. 9-15
- Banco de España, (2005): *Boletín Económico, Informe Trimestral de la Economía Española*, abril.
- Beetsma, R.M.W.J. y H. Uhlig (1997): "An analysis of the Stability Pact", *CEPR*, DP 1669.
- Benigno, P. y A. Missale (2001): "High Public Debt in Currency Crises: Fundamentals Versus Signaling Effects", *Discussion Paper 2862*, CEPR.
- Blanco, H. y P.M. Garber (1986): "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso" *Journal of Political Economy*, 94, págs. 148-166
- Boscá, J.E., R. Doménech y D. Taguas (1999): "La política fiscal en la Unión Económica y Monetaria", *Moneda y Crédito*, 208, págs. 267-314.
- Buiter W.H., G. Corsetti y N. Roubini (1993): "Excessive Déficits: Sense and Nonsense in the Treaty of Maastricht", *Economic Policy* 57-100 y *Revista del Instituto de Estudios Económicos* 3, págs. 123-192.
- Calvo, G.A. (1998): "Para comprender el Virus ruso", *Sistemas Financieros ante la Globalización*, en Guitián, y Varela (Coord.), Pirámide, Madrid, 2000.
- Campos, M.I. y M.A. Rodríguez, (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 2000.
- Campos, M.I. y M.A. Rodríguez, (2002): "Ciclo económico y presiones especulativas en un sistema de bandas", *Información Comercial Española, Revista de Economía*, 796, págs. 183-190.
- Campos, M.I. y M.A. Rodríguez, (2004): "Presiones especulativas y ciclos reales: evidencia empírica sobre su relación", *Prospectiva Económica*, Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales. U. Michoacana de San Nicolás de Hidalgo,4, enero-junio. México.
- Caramazza, F. (1993): "French-German Interest Rates Differentials and Time-Varying Realignment Risk", *IMF Staff Papers*, 40, págs. 567-583.
- Chen, Z. y A. Giovannini (1994): "The Credibility of Adjustable Parities: the Experience of the European Monetary system", en Kenen P.B., Papadia F., y F. Saccomanni (eds.): *The International Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Cumby, R.E. y S. Van Wijnbergen (1989): "Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981", *Journal of International Economics*, 27, págs. 111-127.
- Demirgüç-kunt, A. y E. Detragiache (1999): "Financial Liberalization and Financial Fragility", en B. Pleskovic y J. E. Stiglitz (Eds.), *Annual World Bank Conference on Development Economics 1998*, Banco Mundial, Washington, págs. 303-331.

- Diba, B., M. Canzoneri y R. Cumby (2001): "Fiscal Discipline and Exchange Rate Regimes", *Economic Journal*, vol. 111, 474, octubre.
- 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, págs. 735-754.
- Eichengreen, B. y C. Wyplosz (1993): "The unstable EMS", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, págs. 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" en 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 (1996): "Contagions Currency Crises", *NBER Working Paper*, 5681.
- Filardo, A.J. (1994): "Business- Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, págs. 299-308.
- Flood, R.P. y P.M. Garber, (1984): "Collapsing Exchange Rate regimes: Some Linear Examples", *Journal of International Economics* 17, págs. 1-13.
- Flood, R.P. y N. Marion, (1999): "Perspectives of The Recent Currency Crisis Literature", *International Journal of Finance and Economic*, 4-1, enero.
- Frankel, J. y A. Rose (1996): "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, 41, págs. 351-366.
- Girton, L. y D. Roper, (1977): "A Monetary Model of Exchange Rate Pressure Applied to Post-war Canadian Experience", *American Economic Review*, 76, págs. 537-548.
- González-Páramo, J.M. (1997): "Presupuesto y déficit ante los retos de la Unión Económica y Monetaria", *Monografías Hacienda Pública Española*, págs. 19-32.
- González-Páramo, J.M. (2000): "Déficit público y convergencia de la economía española: ¿Qué hemos aprendido?", *Revista del Instituto de Estudios Económicos*.
- Goodhart, C.A. (1992): "La política fiscal nacional dentro de la UEM. Implicaciones del Tratado de Maastricht en el ámbito fiscal", *ICE*, octubre 1992, 710, págs. 115-129.
- Hamilton, J.D. (1989): "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57, págs. 357-384.
- Hamilton, J.D. (1994): "Time Series Analysis", Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Hemming R., S. Mahfouz y A. Schimmelpfenning (2002): "Fiscal Policy and Economic Activity during Recessions in Advanced Economies", *IMF Working Paper*, mayo.
- HM Treasury (2004): "The Stability and Growth Pact: A Discusión Paper", marzo.
- Instituto de Crédito Oficial (ICO) (2003): "Pacto de Estabilidad y Crecimiento: ¿Continúa vigente?", *Servicio de Estudios*, diciembre de 2003.
- 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, págs. 263-286.
- Jeanne, O. y P. Masson, (2000): "Currency Crisis, Sunspots and Markov-Switching Regimes", *Journal of International Economics*, vol. 50, 2, págs. 327-350.
- Kaminsky, G. (2003): "Varieties of currency crises", *NBER Working Paper*, 10193, diciembre.
- 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, págs. 445-448.

- 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, págs. 473-500.
- Krugman, P. (1979): "A Model of Balance of Payments Crises", *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, págs. 311-325.
- Masson, P.R. (1995): "Gaining and Losing Credibility: The Case of the United Kingdom", *Economic Journal*, 105, págs. 571-582.
- Mizrach, B. (1995): "Target Zone Models with Stochastic Realignment: an Econometric Evaluation", *Journal of International Money and Finance*, 14, 5, October: págs. 641-657.
- Obstfeld, M. (1994): "The Logic of Currency Crises", *Banque de France Cahiers économiques et monétaires*, 43, págs. 189-213 y *NBER Working Paper* 4640.
- Onrubia Fernández, J. (2003): "Política fiscal e instituciones en la Unión Europea y en España: la necesidad de las reglas de coordinación" *Boletín Económico de ICE*, 2759, febrero.
- Piard, S. (1999): "New Empirical Evidence on The French Currency Crises", *Mimeo*, Department of Economics, London Guildhall University.
- Psaradakis, Z., M. Sola y M. Tronzano (2003): "Target Zone Credibility and Economic Fundamentals", *Economic Modelling*, 20, 4, págs. 791-807.
- 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, págs. 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, págs. 45-66, 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", *Revista de Estudios de Economía Aplicada*, 20-III, págs. 509-536.
- Salant, S. y D. Henderson, (1978): "Market Anticipations of Government Gold Policies and the Price of Gold", *Journal of Political Economy*, agosto.
- Sánchez-Robles, B. (2002): ¿Qué aporta a la UEM el Pacto de Estabilidad y Crecimiento?, en Pacto de Estabilidad y Crecimiento: alternativas e implicaciones. *Círculo de Empresarios*, Madrid.
- Sarno, L. y M. Taylor (2002): *The Economics of Exchange Rates*, University Press, Cambridge.
- Taylor, M.P. (1995): "The Economics of Exchange Rates", *Journal of Economic Literature*, vol. XXXIII, págs. 13-47.
- Uhlig, H. (2002): "One Money, but Many Fiscal Policies en Europe: What are the Consequences?", *CEPR Discussion Paper* 3296, Londres.
- Von Hagen, J. (1991): "A Note on the Empirical Effectiveness of Formal Fiscal Restraints", *Journal of Public Economics*, 44, págs. 199-210.
- Weymark, D.N. (1998): "A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure", *Oxford Economic Papers*, 50, págs. 106-121.
- Wyplosz, C. (1991): "Monetary Union and Fiscal Policy Discipline", *CEPR*, DP 488.

Fecha de recepción del original: marzo, 2005

Versión final: mayo, 2006

ABSTRACT

This paper focuses on the relevance of budget deficits on monetary instability, just at a moment when commitment to the SGP could mean problems for some European economies. Our framework is the time when the Spanish peseta belonged to EMS. First, we use a Markov Switching Model to try to identify the different speculative periods which the peseta underwent. Then, we show the significance of budget deficit on the instability of this currency through a model with time varying transition probabilities.

Key words: monetary turbulences, budget deficit, Markov-Switching model, time varying transition probabilities.

JEL Classification: F31, H62.