

- PRESCOTT, E. (1986). "Theory Ahead of Business Cycle Measurement". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10 (4), 9-22.
- RIETZ, A. (1988). "The Equity Risk Premium: A Solution". *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 117-131.
- RUBINSTEIN, M. (1976). "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options". *Bell Journal Economy*, 7 (2), 407-425.
- TAUCHEN, G. (1986). "Quadrature-Based Methods for Obtaining Approximate Solutions to the Integral Equations of Nonlinear Rational Expectations Models". *Duke University Working Paper*.
- WEIL, P. (1989). "The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle". *Journal of Monetary Economics*, 24 (3), 401-421.
- YARON, A. (1996). "Asset Pricing and The Liquidity Effect: A Theoretical and Empirical Investigation". *Mimeo, Graduate School of Industrial Administration, Carnegie-Mellon University*.

REPUTACION ANTIINFLACIONARIA Y COMPROMISO CAMBIARIO: LA PESETA EN EL SME*

VICENTE ESTEVE

Universidad de Valencia e IEI

JUAN SAPENA

Universidad de Valencia

CECILIO R. TAMARIT

Universidad de Valencia e IEI

Abstract

In this paper, we analyse the evolution of the counterinflation reputation implied by joining the exchange rate mechanism of the European Monetary System. We apply a Backus and Driffill (1985a, b) type model where maintaining the existing parity would improve the probability perceived by agents that an existing tough government is in charge. We consider, according to Masson (1995), a concept of credibility that includes the costs of sticking to its policies that any government (tough or wet) must take into account, especially when shocks and government policies have persistent effects on unemployment, and consequently constrain the room for manoeuvre in subsequent periods. The model is tested for the Spanish case over the period 1989-92, using the Kalman filter.

* La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación del proyecto del Plan Nacional de I+D español, PB94-0955-CO2-01. Muchas personas han contribuido a mejorar este trabajo de diversas formas, entre ellas destaca la ayuda prestada por J. Hamilton y P. Masson, así como los comentarios de M. Camarero, I. Fernández, F. Goerlich, J.A. Martínez Serrano, V. Orts y los asistentes al XXI Simposio de Análisis Económico y a las V Jornadas de Economía Internacional. Por último, las críticas y sugerencias de un evaluador anónimo han permitido mejorar de manera muy notable los aspectos formales y técnicos del artículo. Como es lógico, cualquier error es responsabilidad de los autores.

I. Introducción

Tras un período de conflictos entre los objetivos cuantitativos de política monetaria y el mantenimiento de la estabilidad cambiaria, en junio de 1989 la peseta se incorporó al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME). Cuando un país supedita su política monetaria a un compromiso de fijación de su tipo de cambio respecto a otro con menor inflación, está de hecho aceptando las preferencias en materia inflacionaria de su socio, lo que le permite lograr una mayor credibilidad de sus políticas y anuncios de reducción del crecimiento de precios, disminuyendo así el costo del proceso de desinflación. Así, se esperaba que el anuncio de este compromiso de tipo de cambio supondría un estímulo a la toma de decisiones por parte de los agentes económicos, quienes se adaptarían a la reducción del crecimiento de los precios a niveles similares a los de los países en el centro del Sistema. Al tiempo, se pretendía que esta estrategia permitiese incorporar a las autoridades españolas la mayor reputación anti-inflacionaria de los bancos emisores de países con mayor tradición en la estabilidad de precios, especialmente en un momento en el que las presiones de demanda generaban fuertes expectativas inflacionarias que la fijación de objetivos basados en el crecimiento de agregados monetarios no era capaz de diluir.

Sin embargo, en países con altas y persistentes tasas de desempleo, este análisis puede no ser satisfactorio. Dado que incluso un gobierno marcadamente antiinflacionario no puede ignorar el costo que supone el elevado desempleo, como es el caso de España, puede incumplir el compromiso antiinflacionario si la situación económica es suficientemente adversa. En presencia de dicha persistencia, si una política rigurosa reduce el margen de maniobra en el futuro, su mantenimiento podría hacerla menos creíble.

La crisis de la peseta en el SME, ¿es atribuible a un deterioro en las variables fundamentales de la economía, a meros cambios autoinducidos de naturaleza especulativa o a una combinación de ambos factores? El enfoque basado en los modelos de ataques especulativos describe las crisis cambiarias como resultado de las tendencias macroeconómicas internas que llevan a que el tipo fijo no se pueda mantener (Krugman, 1979; y Flood y Garber, 1984a). Sin embargo, pueden existir factores extrínsecos o no económicos, denominados "manchas solares", que alteren significativamente las expectativas del mercado y desencadenen una crisis de credibilidad (Flood y Garber, 1984b; Obstfeld, 1986). Por último, los modelos de "cláusula de escape" se han desarrollado recientemente (Obstfeld, 1991), para responder a la necesidad de integrar a las variables fundamentales ampliadas (como la tasa de paro o la política monetaria) a las teorías de las crisis cambiarias. Dados los ambiguos resultados empíricos encontrados en los dos primeros enfoques (Rose y Svensson, 1994), en este estudio se contrasta un modelo perteneciente al último grupo.

El objetivo del trabajo es explicar la evolución de la credibilidad de la peseta en el SME, medida a partir del diferencial de intereses a largo plazo con Alemania. Las características del modelo utilizado permiten compatibilizar la absorción de reputación por parte de las autoridades españolas con pérdidas de credibilidad

del compromiso cambiario debido a la evolución desfavorable de la economía, medida utilizando la tasa de desempleo, de modo que es capaz de explicar el origen de la crisis del SME en los años 1992 y 1993.

El resto del artículo se estructura de la forma siguiente: la Sección II recoge brevemente los aspectos más relevantes de la estrategia española en el SME como parte de la transición hacia la Unión Económica y Monetaria (UEM); en la Sección III se propone un modelo para evaluar la reputación lograda con la entrada y permanencia de la peseta en el SME, que se procede a contrastar en el siguiente apartado. Por último, en la Sección V aparecen las conclusiones más relevantes del trabajo.

II. España y el Sistema Monetario Europeo

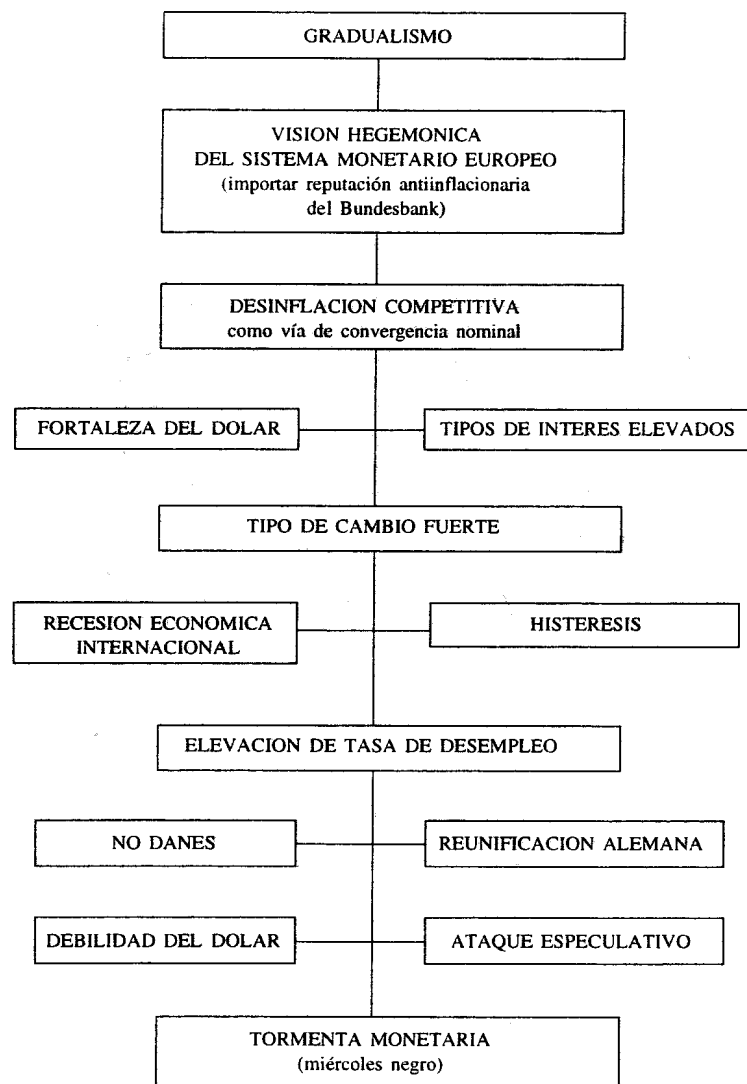
España se incorpora al mecanismo de cambio del SME el 19 de junio de 1989 tras un período de frecuentes conflictos entre los objetivos monetarios cuantitativos y el seguimiento de las referencias fijadas para el tipo de cambio, con el objetivo, entre otros, de crear las condiciones de estabilidad y certidumbre necesarias para obtener todos los beneficios de la integración europea.

La teoría de las zonas monetarias óptimas, iniciada en los años sesenta, analiza la conveniencia de que un país renuncie a la utilización del tipo de cambio como instrumento de política económica. En De Grauwe (1997) se resumen las razones que desaconsejarían a un país a renunciar a su soberanía para diseñar y aplicar la política monetaria de forma independiente. Sin embargo, la literatura más reciente sobre las ventajas de los tipos de cambio fijos ha trasladado el énfasis hacia el debate sobre la inconsistencia temporal de las políticas económicas discrecionales. Dado que la visión imperante al analizar el funcionamiento del SME era la conocida como hegemónica, según la cual los países más inflacionistas importarían credibilidad alemana al seguir la disciplina del Sistema, se optó por lo que se ha llamado "estrategia de desinflación competitiva" para alcanzar la convergencia nominal¹. Esta estrategia, adoptada inicialmente por el gobierno francés con la "*tournant de la rigueur*" desde 1983, y posteriormente por países enfrentados a problemas similares como son Italia, el Reino Unido y España, estaba basada en la lógica de que en una economía abierta, el desempleo, cualquiera que sea su causa subyacente, puede ser analizado en un modelo keynesiano en términos de niveles de salario real excesivos.

Dentro de esta estrategia, la fijación de un tipo de cambio sobrevaluado se pensaba que iba a permitir ganancias en credibilidad, ya que de no aplicarse una política antiinflacionista, a la pérdida de competitividad originada por el tipo de cambio fuerte se uniría la producida por el diferencial de inflación. Sin embargo, este mecanismo no dio los frutos deseados, como se muestra en el Gráfico 1, donde se presenta la resistencia a la baja en el diferencial de inflación frente a los tres mejores países de la UE. Especialmente en países como España y el Reino Unido, la histeresis en el comportamiento del desempleo, al reducir la influencia del número de desempleados sobre los salarios, tanto debido a factores institu-

FIGURA 1

LA PESETA EN EL SISTEMA MONETARIO EUROPEO



cionales como, sobre todo, al aumento del número de parados de larga duración expulsados de facto del mercado de trabajo, hizo esta estrategia extremadamente costosa.

Pero esta falta de una convergencia total en tasas de inflación no supuso una pérdida inmediata de credibilidad, y más bien la característica principal del período era la estabilidad cambiaria, como se muestra en el Gráfico 2 donde se presenta la evolución del índice de tipo de cambio efectivo nominal de la peseta frente a los países de la Unión Europea. Durante este período, la estabilidad del mecanismo de cambios estuvo favorecida tanto por la superación de las sucesivas etapas hacia la construcción de la Unión Económica y Monetaria, como por la fortaleza del dólar estadounidense.

Pese a la estabilidad del tipo de cambio nominal, el mantenimiento de diferenciales positivos frente a la evolución de los precios europeos se tradujo en una considerable pérdida de competitividad. En el Gráfico 2 aparece la apreciación experimentada por el índice de tipo de cambio efectivo real respecto a los países miembros de la UE-12. Si bien es cierto que en el caso español esto no afectó excesivamente a la demanda agregada, debido a su comparativamente reducida tasa de apertura, y pese a que el problema no era inicialmente preocupante al no existir problemas de financiación del déficit por cuenta corriente, la presión ejercida sobre los tipos de interés elevó significativamente los costos financieros de las empresas y del sector público, aumentando la carga de la deuda pública sobre el déficit del Estado.

Paradójicamente, la divisa española se situaba, pese a sus desequilibrios macroeconómicos, como una de las más fuertes del Sistema. La superación de

GRAFICO 1

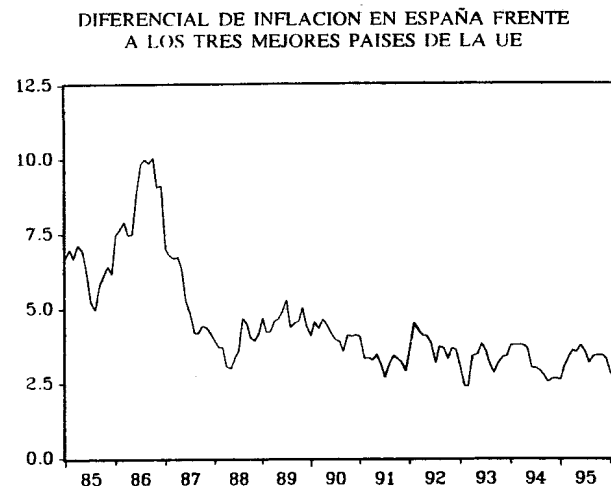
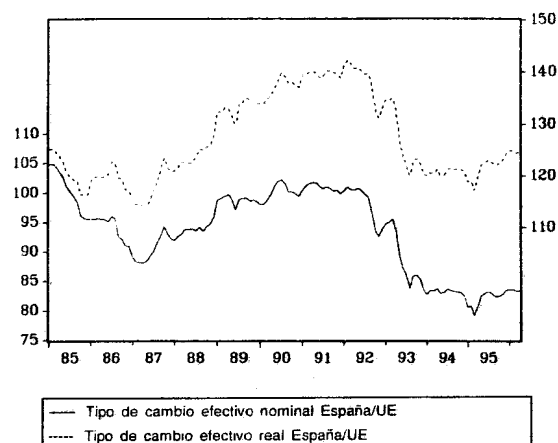


GRAFICO 2

TIPO DE CAMBIO PESETA/UE AMPLIADA



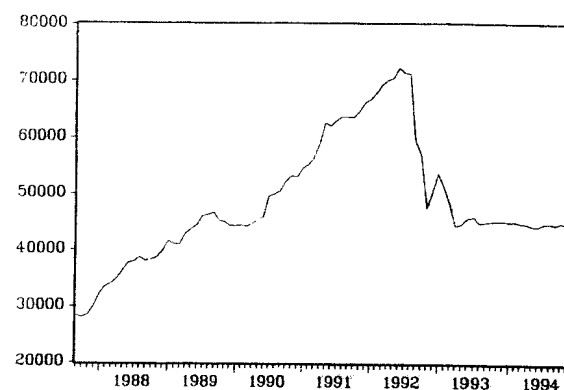
etapas hacia la construcción de la UEM ejerció un notable impacto sobre las expectativas de estabilidad cambiaria, de modo que estas últimas estaban más influidas por la evolución de los tipos de interés domésticos que por el comportamiento de los fundamentos económicos de los países miembros, y eran las economías con mayores desequilibrios las que presentaban monedas más fuertes. Esta situación se plasmó, en el caso español, en una importante acumulación de reservas producida por la política de elevados tipos de interés que se practicaba, como se observa en el Gráfico 3.

Sin embargo, el freno del crecimiento económico produjo efectos especialmente acusados en países como España y el Reino Unido, donde el fenómeno de la histéresis condujo al desempleo a niveles críticos sin que sus incrementos consiguieran moderar el crecimiento salarial, al tiempo que seguía aumentando el déficit de las Administraciones Públicas y empeoraba la situación de la balanza por cuenta corriente.

En esta situación, la elevación de los tipos de interés alemanes, como respuesta a las tensiones inflacionarias desatadas con la reunificación alemana, era una medida que no todos los países estaban dispuestos a seguir, especialmente desde 1991, en que la ralentización del resto de economías hacía esta medida extraordinariamente costosa. En 1992, una vez agotado el ciclo expansivo de la demanda, y en vista de la limitada reducción de las tasas de inflación, los mercados percibieron la imposibilidad que para algunos países representaba soportar mayores pérdidas de competitividad. Más bien al contrario, cada vez aparecía

GRAFICO 3

RESERVAS EN PODER DEL BANCO DE ESPAÑA



más claro el incentivo de las autoridades a renunciar a defender el compromiso cambiario mediante elevados tipos de interés y reducir el precio del crédito para salir de una recesión que había elevado considerablemente el desempleo, tal como se aprecia en el Gráfico 4.

Tras el resultado negativo del referéndum sobre el Tratado de la Unión Económica y Monetaria celebrado en Dinamarca en junio de 1992, se alteraron radicalmente las expectativas sobre los tipos de cambio, lo que condujo a reajustes de cartera en los mercados financieros en favor del marco alemán frente a aquellas monedas con tipos de interés más elevados y persistentes desequilibrios económicos.

En este contexto, el 16 de septiembre de 1992 se desató el ataque especulativo más intenso de la historia del SME, obligando a la devaluación de la paridad central de la peseta en un 5%, al tiempo que la libra esterlina abandonaba el mecanismo de cambios y la lira italiana suspendía temporalmente su participación en el mismo. El 21 de dicho mes, nuevamente y en un clima de nerviosismo tras intensas presiones sobre dichas monedas, se decidió devaluar por segunda vez la peseta en un 6%, esta vez en compañía del escudo portugués, arrastrado este último por el efecto contagio. Nuevamente, en 1993 se produjo una pérdida de confianza en el mantenimiento del compromiso que condujo a recurrentes ataques especulativos contra la mayor parte de las divisas del sistema. La libra irlandesa, la peseta y el escudo tuvieron que ser devaluados y, finalmente, se decidió la ampliación generalizada de las bandas de fluctuación de las divisas del mecanismo de cambios del SME hasta el 15%.

¿Por qué se produjo la crisis de la peseta en el SME? La mayoría de las modelizaciones de la credibilidad preveían que el mantenimiento del compromiso

GRAFICO 4

DIFERENCIAL DE INTERESES ESPAÑA/ALEMANIA

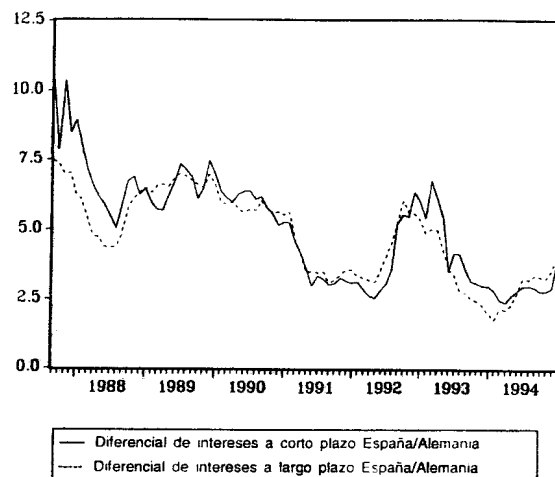
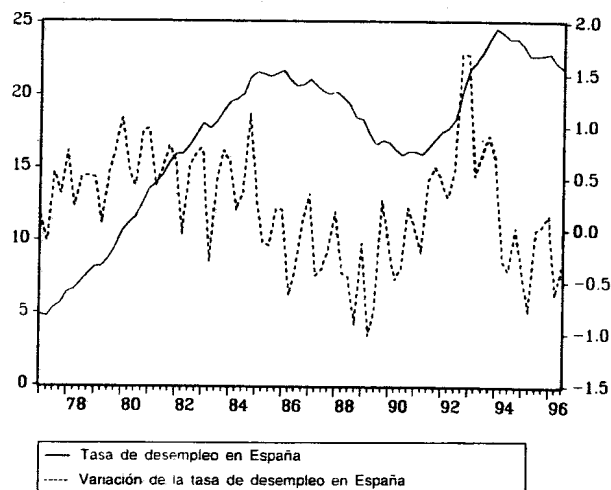


GRAFICO 5

EVOLUCION DEL DESEMPLEO EN ESPAÑA



aumentaría gradualmente su credibilidad en los mercados. Sin embargo, la relación no era tan unívoca, presumiblemente por los efectos que sobre las variables fundamentales se derivan del compromiso cambiario. En la siguiente sección se presenta una modelización de la credibilidad de la peseta en el SME, en la que las expectativas de realineamiento dependen tanto de la reputación conseguida mediante el mantenimiento del compromiso cambiario como de la situación económica alcanzada, medida a través de la desviación del desempleo respecto a su tasa natural.

III. Credibilidad y Reputación: Un Modelo para la Economía Española

Uno de los principales motivos aducidos para que un país decida entrar a formar parte de un sistema de tipos de cambio fijos, como el mecanismo de cambios del SME, es la consecución de mayor credibilidad para sus políticas antiinflacionarias que le permita lograr una reducción de la tasa de inflación con el mínimo efecto posible sobre la actividad económica y el desempleo.

Los trabajos de Kydland y Prescott (1977), y posteriormente Barro y Cordon (1983a y 1983b), han dado lugar a una abundante literatura teórica que resalta la inconsistencia temporal de los planes óptimos para el gobierno y analiza las implicaciones del escepticismo de los agentes económicos sobre la capacidad y disposición de las autoridades monetarias para mantener tasas de inflación razonablemente bajas. A través de la aplicación de un sencillo juego de interacción estratégica entre el gobierno y el sector privado, en el que ambos grupos determinan su comportamiento óptimo según sus expectativas sobre el probable ocurrir de las políticas actuales y futuras; se concluye que, en un mundo gobernado por la curva de Phillips aumentada con expectativas, si la autoridad monetaria está preocupada tanto por problemas de inflación como de desempleo tendrá un incentivo *ex-post* a incumplir sus promesas, incentivo que los agentes racionales desearán ante anuncios de futuras medidas de política monetaria.

Posteriormente, desde los trabajos de Backus y Driffill (1985a y 1985b), gran parte de los estudios se han centrado en el papel del tipo de gobierno (en general la ponderación que éste otorga a la inflación frente al desempleo en una función objetivo integrada por ambos elementos) a la hora de determinar la credibilidad de una política. Dado que incluso gestores de política económica con menor aversión a la inflación pueden encontrar óptimo imitar las acciones de autoridades antiinflacionarias para mejorar su reputación, los agentes utilizan las elecciones de política monetaria observadas para extraer información sobre las preferencias inobservables de la autoridad económica, de modo que sólo es posible conseguir reputación y credibilidad gradualmente.

En el contexto del SME, cuando un gobierno se mantiene en un compromiso preanunciado de moderar su inflación mediante la fijación de su tipo de cambio frente a países con un menor crecimiento de los precios, estaría reforzando la confianza de los agentes privados en su naturaleza antiinflacionaria, y de este modo debería ver incrementar su reputación y a través de ésta la credibilidad de

su compromiso antiinflacionario. Así, la hipótesis de credibilidad, tal como la describen Giavazzi y Pagano (1988) y Giavazzi y Giovaninni (1989), contempla al SME como un acuerdo institucional que habría facilitado a sus miembros la absorción de reputación antiinflacionaria del Bundesbank alemán al anclar de manera creíble sus tipos de cambio al marco alemán.

En el caso de la peseta, su ingreso en el SME con una paridad central apreciada respecto a niveles más acordes con un cierto equilibrio en competitividad, puede interpretarse además como una señal de las autoridades monetarias españolas a los mercados mostrando su determinación a minorar las tensiones inflacionarias, incluso con el costo de pérdidas temporales en producción y empleo². Pese al rigor con que esta política se seguía, la inflación no se ajustó³ en la medida en que cabía esperar, pero ello no impidió que el SME viviera un período de estabilidad que parecía indicar que estaba permitiendo una mejora gradual de credibilidad a los países miembros.⁴ Sin embargo, los bruscos ataques especulativos contra monedas como la peseta, la lira italiana y la libra esterlina en 1992 y 1993, parecen demostrar que, pese a unos años de aparente estabilidad cambiaria, dicha credibilidad no había sido conseguida, o al menos, que si bien la absorción de reputación antiinflacionaria sólo se consigue lentamente en el tiempo, su pérdida puede producirse súbitamente.

En el modelo que se presenta en esta sección para analizar el caso de la crisis de la peseta en el SME, se estudia la credibilidad de un compromiso cambiario, de modo que ésta no venga determinada únicamente por la reputación antiinflacionaria⁵, sino también por variables fundamentales, que deberían ser especialmente importantes cuando los efectos de los *shocks* o de las políticas sobre la actividad económica muestran persistencia y, por tanto, el mantenimiento de una política rigurosa puede estar reduciendo el margen de maniobra para el futuro. Así, Chen y Giovaninni (1993) hallan evidencia, aunque débil, de un vínculo entre expectativas de realineamiento y variables macroeconómicas y, del mismo modo, Gross (1992) modeliza la tasa esperada de depreciación en función de la tasa de interés doméstica. Sin embargo, dada la evidencia no concluyente de este tipo de trabajos, Drazen y Masson (1994) han planteado un enfoque alternativo que consistiría en explicitar una función objetivo para el gobierno y derivar su estrategia óptima de realineamiento ante variaciones de las circunstancias exteriores.⁶

Así, siguiendo a Drazen y Masson (1994) y a Masson (1995), en el presente trabajo se considera un concepto más amplio de credibilidad que incluye no sólo la interpretación de los agentes económicos de las señales emitidas por el gobierno sobre sus preferencias, sino además los costos de mantenerse fiel a sus políticas que cualquier gobierno, ya sea fuerte o débil, debe tomar en consideración.⁷

El modelo que se estima en este trabajo es el desarrollado por Masson (1995), el cual fue inicialmente elaborado para analizar los elementos considerados importantes a la hora de explicar la evolución de la credibilidad del sometimiento de las autoridades británicas al mecanismo de cambios del SME. El mismo incorpora, como se ha dicho anteriormente, el efecto favorable sobre la credibilidad del mantenimiento de la paridad e, inicialmente, de aceptar los subsiguientes costos

en términos de desempleo, pero también el efecto contrario que el desempleo continuado tiene en hacer más difícil el compromiso de mantener una paridad prefijada, y, por ello, convertirla en menos creíble. Esta formulación puede verse como una aplicación del modelo de Obstfeld (1991), relacionado con el modelo de la cláusula de escape que aparece en Flood e Isard (1989), aunque aquí el concepto que tiene el mercado sobre las preferencias del gobierno se actualiza período tras período.

Tomando como punto de partida el modelo de Barro y Gordon (1983a, b), se desarrolla un análisis en el cual sólo la inflación y devaluaciones por sorpresa tienen efecto sobre la economía real: dado el compromiso de mantenimiento de paridades en el marco del SME, las opciones serían el mantenimiento de la paridad actual, o devaluar la moneda nacional en una cantidad prefijada d . Para una mayor simplicidad, el modelo se escribirá en términos de u_t , la desviación del desempleo respecto a su tasa natural:

$$u_t = \sqrt{a}[-(e_t - E_{t-1}[e_t]) + u_t + \delta u_{t-1}] \quad (1)$$

donde e_t es el logaritmo del tipo de cambio peseta/DM; y u_t es un *shock* de desempleo que se supone uniformemente distribuido en el intervalo $[-v, v]$. Este *shock* de naturaleza estocástica afecta al desempleo, y se supone que el sector privado no lo observa cuando forma sus expectativas, mientras que la autoridad monetaria conocería el valor del *shock* a la hora de decidir si devalúa o no en el período actual. Además, tanto los *shocks* como las políticas gubernamentales tienen efectos persistentes en el desempleo que se extienden más allá del período presente, supuesto que explicaría por qué se toma una decisión que puede estrechar el campo de maniobra para períodos ulteriores.

El sector privado sabe que el gobierno puede ser del tipo "duro" (T) o "débil" (W) con funciones objetivo conocidas, pero no sabe de cuál de los dos, por eso forma unas probabilidades subjetivas respecto del tipo de gobierno al que se enfrenta. Se supone por simplicidad que la autoridad económica minimiza una función de pérdida que depende de las desviaciones al cuadrado del desempleo respecto a su tasa natural y del cuadrado de la variación en el tipo de cambio:

$$L_t = (u_t)^2 + \theta(\Delta e_t)^2 \quad (2)$$

Un punto crucial del análisis es que ningún gobierno se marca objetivos únicamente en términos de control de las tensiones inflacionarias, ni por tanto ignora completamente objetivos de crecimiento económico y desempleo.

El segundo término refleja tanto el costo de la inflación como la preocupación de la autoridad monetaria por la estabilidad del tipo de cambio. Un gobierno duro tiene un mayor valor para θ que un gobierno débil: $\theta^T > \theta^W$. Estos valores son conocidos por el sector privado, que actualiza su convencimiento π_t o probabilidad de que el gobierno es débil, basándose en el comportamiento observado.

Dados los supuestos anteriores, el comportamiento óptimo del gobierno puede ser caracterizado fácilmente: devaluará cuando un *shock* u_t es suficientemente grande para que los costos de mantener la paridad, L^F , superen a los de incurrir en mayor inflación al devaluar, L^D , tal y como sigue:

$$u_t > \frac{(a + \theta)d}{2a} - E_{t-1}[e_t] + e_{t-1} - \delta u_{t-1} \quad (3)$$

Dada la probabilidad ρ_t^W , de que un gobierno débil devalúe en t y ρ_t^T , la probabilidad de que un gobierno fuerte devalúe, y si π_t es el nivel de convencimiento del sector privado de la probabilidad de que un gobierno es débil, podemos calcular la probabilidad de que un gobierno devalúe, ρ_t , como la media ponderada de las anteriores probabilidades:

$$E_{t-1}[e_t] - e_{t-1} = [\pi_t \rho_t^W + (1 - \pi_t) \rho_t^T] d \quad (4)$$

y, por tanto:

$$\rho_t^i = \text{prob} \left[u_t > y_t - \pi_t \rho_t^W d - (1 - \pi_t) \rho_t^T d + \frac{\theta^i d}{2a} \mid \text{gobierno es del tipo } i \right] \quad (5)$$

donde:

$$y_t \equiv \frac{d}{2} - \delta u_{t-1} \quad (6)$$

y, recordando que u_t está distribuida uniformemente en el intervalo $[-v, v]$, si se supone una solución de tipo interior:

$$\text{prob}(u_t > u_t^*) = \frac{v - u_t^*}{2v} \quad (7)$$

con lo que pueden resolverse las ecuaciones anteriores para ρ_t^W y ρ_t^T :

$$\rho_t^W = \frac{(v - y_t)}{2v - d} - \frac{\theta^W d / 2a}{2v - d} + \frac{(1 - \pi_t)(\theta^W - \theta^T) d^2 / 2a}{2v(2v - d)} \quad (8)$$

$$\rho_t^T = \frac{(v - y_t)}{2v - d} - \frac{\theta^T d / 2a}{2v - d} - \frac{\pi_t(\theta^W - \theta^T) d^2 / 2a}{2v(2v - d)} \quad (9)$$

y, por tanto:

$$\rho_t \equiv \pi_t \rho_t^W + (1 - \pi_t) \rho_t^T = \frac{(v - y_t)}{2v - d} - \frac{\theta^T d / 2a}{2v - d} + \frac{\pi_t(\theta^T - \theta^W) d / 2a}{2v - d} \quad (10)$$

Es útil proceder a la separación de la parte variante en el tiempo de la parte independiente del tiempo, y aún más, descomponer la última en probabilidades en el estado estacionario de devaluación, $\bar{\rho}^W$ y $\bar{\rho}^T$, suponiendo que el sector privado conoce el tipo de gobierno y que $u_{t-1} = 0$. De esta manera, tenemos que:

$$\bar{\rho}^W \equiv 1/2 - \frac{\theta^W d / 2a}{2v - d} \quad (11)$$

$$\bar{\rho}^T \equiv 1/2 - \frac{\theta^T d / 2a}{2v - d} \quad (12)$$

y así, la probabilidad de realineamiento en un período puede escribirse simplemente como:

$$\rho_t = \bar{\rho} + \pi_t(\bar{\rho}^W - \bar{\rho}^T) + \frac{\delta u_{t-1}}{2v - d} \quad (13)$$

En (13), dada una probabilidad subjetiva o conjetura sobre el tipo de gobierno, un mayor desempleo eleva la devaluación esperada para el próximo período, porque hace más probable que un *shock* positivo sobre el desempleo le lleve a una región donde la devaluación será más atractiva que mantener la paridad. De hecho, una variación sobre esta ecuación se utilizará más adelante en la estimación.

También es necesario formular la estimación de la probabilidad subjetiva de que el gobierno es del tipo W o T. Partiendo de una estimación previa π_{t-1} , y suponiendo que el gobierno no haya devaluado en dicho período, el método bayesiano de actualización de probabilidades subjetivas nos conduce a la expresión:

$$\pi_t = \frac{1 - \rho_{t-1}^W}{(1 - \rho_{t-1}^W) \pi_{t-1} + (1 - \rho_{t-1}^T)(1 - \pi_{t-1})} \pi_{t-1} \quad (14)$$

Si sustituimos las ecuaciones (10), (11) y (12), linealizando y añadiendo un término de error, obtenemos que la ecuación de transición puede aproximarse como sigue:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta ur_{t-2} + \eta_t \quad (15)$$

donde $\alpha < 0$ y $\beta < 0$ son parámetros a estimar.

El análisis de Masson (1995) se centra en el mercado de bonos a largo plazo, dado que cuanto mayor es el período de maduración, menor es el impacto de movimientos esperados dentro de la banda en el rendimiento a vencimiento, de forma que diferenciales en rendimiento pueden identificarse con devaluación esperada de la moneda nacional. Ello es así porque en un contexto de neutralidad frente al riesgo, debe verificarse la teoría de la paridad descubierta entre los tipos de interés de dos países A y B:

$$E \left[(1+r_A) \frac{e(2)}{e(1)} \right] = 1 + r_B \quad (16)$$

Así, en el supuesto de que exista una cierta probabilidad de depreciación del tipo de cambio, el gobierno del país A debe compensar a los inversores del país B por esta eventualidad ofreciéndoles un tipo de interés.

En este caso, la tasa esperada de depreciación sobre el vencimiento de un bono expresada en tasa anual, dada la conjetura sobre el tipo de gobierno hecha en t , será aproximadamente igual al diferencial en el rendimiento anual de un bono de N meses $R_t^{(N)}$, en ausencia de prima de riesgo.

$$R_t^{(N)} \equiv \bar{p}^T d + \pi_t (\bar{p}^W - \bar{p}^T) d + \gamma ur_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Nótese que con esta formulación las probabilidades de devaluación se calculan en el curso del próximo año (no la maduración del bono), dado que $R_t^{(N)}$ se calcula como tasa anual.

Como se ha visto, el modelo utilizado considera un contexto multiperíodo en el cual la credibilidad evoluciona a lo largo del tiempo, y donde dicha variable es actualizada como probabilidad subjetiva de los individuos, apareciendo explícitamente modelizada. El mantenimiento de la actual paridad del tipo de cambio desde la perspectiva de una inflación que es mayor que en la nación que actúa como ancla, afectaría a la credibilidad por dos vías opuestas: señala a los mercados las preferencias de las autoridades, pero a la vez hace a la economía más vulnerable a futuros *shocks* adversos, dado que las pérdidas de competitividad subsiguientes tienen efectos persistentes en la actividad económica.

Esta formulación implica que la credibilidad evolucionará a lo largo del tiempo, y se relacionará con el desempleo por dos vías contrapuestas: el desempleo acumulado aumentará el convencimiento por parte del mercado de que el gobierno es duro, pero los altos niveles de desempleo actuales harán más probable que incluso un gobierno duro se vea obligado a devaluar. La contrastación del modelo se lleva a cabo mediante el procedimiento de estimación del filtro de Kalman para tratar de analizar la variación de la credibilidad a lo largo del tiempo.

IV. Estimación y Resultados Empíricos

En esta sección se procede a estimar la ecuación (17)⁸, en la que π_t es una variable de estado inobservable cuya transición se describe en la ecuación (15), con datos de la economía española desde su entrada en el SME hasta la crisis del verano de 1992. La medida de credibilidad, $R_t^{(N)}$, se aproxima por la diferencia entre el rendimiento de la deuda pública anotada española a más de dos años y el tipo de interés de las obligaciones del sector público alemán. Bajo libertad de movimientos de capitales, el diferencial de intereses aproxima las expectativas de devaluación. En el caso español, desde la entrada en la CE en 1986 se inicia un proceso de relajación de los controles de capital que se completó en febrero de 1992. Si bien el proceso no fue gradual, ya que entre 1987 y los primeros meses de 1989 se reintrodujeron diversos controles para evitar entradas masivas de capitales a corto plazo, en el segundo semestre de 1989 comenzaron a reducirse estas barreras de forma definitiva (véase al respecto, Viñals, 1992). Aunque es evidente que la utilización de diferenciales de tipos de interés como medida de credibilidad en presencia de cambios en controles de capital puede presentar limitaciones, parece razonable suponer que durante el período muestral utilizado en el trabajo los efectos de los controles de capital han sido reducidos; máxime si se tiene en cuenta que se utilizan diferenciales de largo plazo, que, como se ha dicho anteriormente, permiten minimizar el impacto de los movimientos esperados dentro de la banda.

La variable ur_t se define como la desviación respecto a la tasa natural de desempleo, que puede aproximarse al inicio del período que nos ocupa en el 15%⁹. Dado que este dato solamente se publica con periodicidad trimestral, el número de observaciones disponibles se ve limitado a 13 para la estimación de los cinco parámetros del modelo, lo que si bien supone de nuevo una limitación no impediría la obtención de unos resultados coherentes con el modelo propuesto. Por último, se supone que ε_t y η_t son i.i.d.

Para la estimación del modelo se fija el tamaño de la devaluación, dado que el modelo necesita para su estimación la adopción de restricciones adicionales. Además, otra limitación de esta estimación la constituye la aproximación linealizada de la ecuación de transición, dada la formulación extremadamente no lineal de la ecuación (14).

Así, las ecuaciones (15) y (17) se estiman, respectivamente, en la siguiente formulación:

$$R_t^{(N)} = a_0 + a_1 \pi_t + \gamma ur_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta ur_{t-2} + \eta_t \quad (19)$$

De acuerdo con Harvey (1989), no existe una única representación de un modelo en el espacio de los estados, por lo que las variables de estado obtenidas internamente en el sistema han de especificarse de acuerdo con la naturaleza de

cada problema, con el fin último de que contengan toda la información necesaria y suficiente para determinar el comportamiento del sistema período a período con el número mínimo de parámetros. Como se puede derivar de las ecuaciones anteriores, al incrementarse π_t por k y reducir a_0 por $a_1 k$, no se afecta la bondad del ajuste. Como hemos visto en el apartado anterior, el término a_0 recoge la probabilidad de devaluación por parte de un gobierno del tipo antiinflacionario que se encuentra en estado estacionario. Dado que en la estimación se supone que dicha probabilidad es nula (es decir, que $\bar{p}^T = 0$, lo que equivale a afirmar que en estado estacionario únicamente al gobierno débil se le otorga una probabilidad subjetiva positiva de devaluación), ello permitirá una única determinación de la escala de π_t .

La estimación por máxima verosimilitud de los parámetros de este modelo es la que sigue a continuación, con sus errores estándar entre paréntesis:

$$R_t^{(N)} = 9.33 \pi_t + 0.727 u_{t-1} + v_t \quad \hat{\sigma}_v = 0.001 \quad (20)$$

(0.0) (0.255)

$$\pi_t = 0.813 \pi_{t-1} + 0.049 u_{t-2} + w_t \quad \hat{\sigma}_w = 0.045 \quad (21)$$

(0.063) (0.025)

Tal como se observa en el Gráfico 6, que representa el diferencial de tipos a largo plazo a principios de cada trimestre, en el período 1989-92 se produce un cierto acercamiento a los tipos de interés alemanes a largo plazo.

El modelo explica los movimientos del diferencial de intereses con el marco alemán, que atribuye principalmente a la tendencia decreciente de la probabilidad, que el gobierno sea del tipo inflacionario. Ello concordaría con la hipótesis de absorción de reputación: la mayor reputación antiinflacionaria se habría logrado mediante el mantenimiento del compromiso cambiario durante el período (mantenimiento de la misma estrategia), al tiempo que se iban superando las sucesivas etapas en la construcción de la UEM. No es significativa la influencia de la penalización por incurrir en altas tasas de desempleo en la mejora de la variable reputación, lo cual hubiera implicado el seguimiento de una estrategia de *punishment* por parte de las autoridades españolas.

Pese a ello, la presencia de *shocks* desfavorables sobre el desempleo, en presencia de persistencia, sería interpretada por los agentes económicos como una señal de que, incluso para un gobierno que está mostrando su preferencia por la estabilidad de precios, puede llegar a decantarse por una expansión monetaria dados los niveles que el desempleo y la actividad económica están alcanzando.

Así, como se observa en el Gráfico 7, el estrechamiento en el diferencial de intereses no es tan acusado como cabría esperar de la sensible disminución en el peso que los agentes conceden a la probabilidad de encontrarse ante una autoridad monetaria débil. Pero no es la conjetura sobre el tipo de gobierno a que se enfrentan lo que mantiene elevado el diferencial de intereses con Alemania, sino

GRAFICO 6

DIFERENCIAL DE INTERESES ESPAÑA/ALEMANIA - DIFERENCIAL ATRIBUIBLE A GOBIERNO ANTIINFLACIONARIO

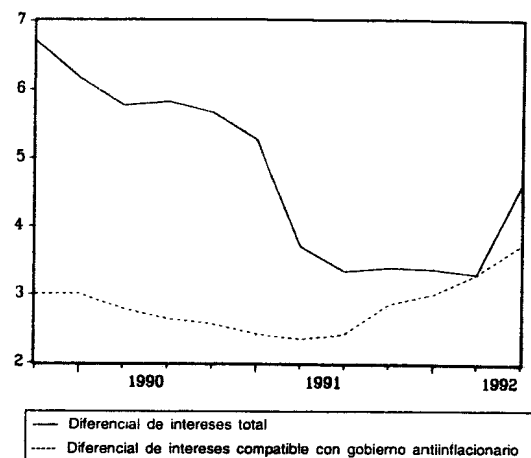
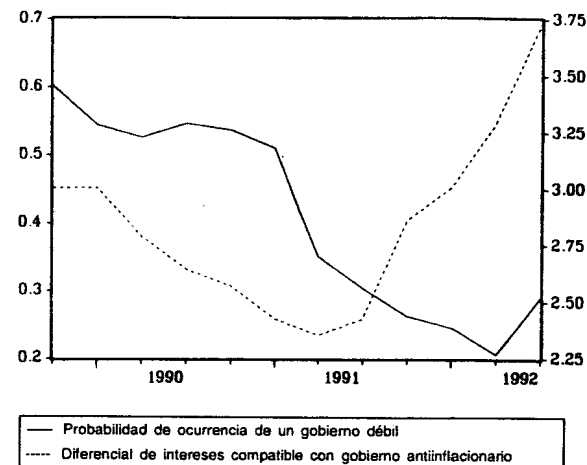


GRAFICO 7

PROBABILIDAD SUBJETIVA DE OCURENCIA DE UN GOBIERNO DEBIL (ACTUALIZACION BAYESIANA)



la probabilidad de que incluso a un gobierno antiinflacionario le sea ventajoso devaluar fuera de su estado estacionario.

Tomando como referencia el nivel de reputación conseguido en el segundo semestre de 1992, cuando la probabilidad de un gobierno débil se ha reducido a un 19% aproximadamente, el diferencial de intereses con Alemania compatible con éste comenzaría a elevarse desde 1991 debido al incremento de la tasa de desempleo, y explicaría así gran parte de la expectativa de devaluación.

A pesar de que la explicitación de la función de pérdida concreta de las autoridades económicas españolas podría criticarse por demasiado ambiciosa, los resultados de este modelo explican bastante satisfactoriamente la reducción del diferencial de tipos de interés a largo plazo con el marco alemán y, en último término, la anticipación por parte de los mercados de la necesidad de una devaluación debida a la evolución excesivamente negativa de las variables fundamentales.

Por otra parte, si bien se apuntan los factores que hicieron inminente la devaluación para los mercados, no se explica el desencadenamiento brusco de una tormenta monetaria como la que se produjo en agosto de 1992 en el seno del SME. Para ello existen otro tipo de modelizaciones basadas en la función de ganancias de los agentes intervinientes en los mercados financieros, en los que se destaca la rentabilidad potencial de una apuesta especulativa, así como la probabilidad de que ésta resulte ganadora¹⁰. Sin embargo, no entra entre los objetivos de este trabajo dicho análisis, del que se vienen ocupando otros autores desde hace algún tiempo.

V. Conclusiones

Los modelos de crisis cambiarias a partir de ataques especulativos, que ligan la credibilidad de las monedas a la evolución de las variables fundamentales, presentan la limitación de no considerar los incentivos que tienen las autoridades monetarias para defender la divisa o devaluar durante una crisis cambiaria. Por otra parte, la contrastación empírica de estos modelos ha dado lugar a resultados pobres y nada concluyentes, existiendo un cierto consenso en la necesidad de modelizar los cambios de régimen y la posible inestabilidad de los parámetros a través de estructuras dinámicas más complejas que las proporcionadas por los modelos lineales. En este sentido, el enfoque basado en los modelos con "cláusula de escape" nos permite conectar la crisis con ciertas variables fundamentales en sentido amplio, como el paro, lo que parece esencial en el caso de España, integrando a su vez explicaciones de la crisis meramente deterministas con fenómenos autovalidantes tipo "manchas solares".

El modelo estimado en nuestro estudio permite comprender por qué la conexión entre el paro y la credibilidad no es necesariamente estable en el tiempo. Los resultados obtenidos demuestran cómo, pese a que la entrada de la peseta en el SME con una paridad apreciada se tradujo en unos años de aparente estabilidad del compromiso cambiario, sin embargo, en la medida en que iban empeorando

los desequilibrios fundamentales de la economía española, medidos por el aumento del desempleo, se fue haciendo patente para los agentes la necesidad de un reajuste. Así, a pesar de que el mantenimiento del compromiso cambiario en presencia de desequilibrios en la economía real pretende y consigue mostrar la fortaleza del compromiso, dado que estos desequilibrios son persistentes, el empeoramiento de los mismos influye igualmente en la función objetivo de las autoridades hasta el punto de que la depreciación para mejorar estos desequilibrios se va haciendo inevitable.

Los resultados demuestran que en el caso de España el mantenimiento del compromiso cambiario no ha sido suficiente para mantener la credibilidad de la política española, a pesar de la mejora obtenida en la reputación. La estrategia de desinflación competitiva resultó fallida al no venir acompañada por reformas estructurales que mejorasen la situación de las variables fundamentales. La conclusión resulta paradójica: se utiliza el SME para ganar credibilidad antiinflacionaria, pero la estabilidad del SME requiere que la coordinación de políticas monetarias sea ya un compromiso efectivo y creíble.

APENDICE

A. Descripción y fuentes de los datos

VARIABLES	FUENTE
<i>Tipos de cambio</i>	
DM: Tipo de cambio Peseta/Marco Alemán	BANCO DE ESPAÑA
DOLAR: Tipo de cambio Peseta/Dólar USA	BANCO DE ESPAÑA
ECU: Tipo de cambio Peseta/ECU	BANCO DE ESPAÑA
TCE: Posic. efect. nom. peseta/CEE-1995=100	BANCO DE ESPAÑA
<i>Producción agregada</i>	
PIB España a p.m. y ptas. ctes. 1986 (trimestral)	INE
PIB Precios ctes. Alemania (millones DM-1991)	OCDE. MEI
PIB Precios ctes. UE (millones US\$ a PPA-1990)	OCDE. MEI
<i>Empleo</i>	
PARO: Tasa desempleo España-Serie desestac.	OCDE. MEI
<i>Comercio internacional</i>	
BCC: Saldo Balanza por cuenta corriente-España	BANCO DE ESPAÑA
TCER: Pr. relat. España/UE m. común - 1985=100	DGPC
<i>Tipos de interés</i>	
Tipo de interés subasta decenal Banco de España	BANCO DE ESPAÑA
Rdto. interno Deuda anotada a más de 2 años (%)	BANCO DE ESPAÑA
Rdto. interno Deuda anotada a 3 años (%)	BANCO DE ESPAÑA
T. int. 3 meses Alemania-Fibor, media datos diarios	OCDE. MEI
T. int. obl. 7-15 años S. público alemán m.datos diarios	OCDE. MEI
DIFINT: Dif. tipos interés a 3 meses pta/DM (%)	BANCO DE ESPAÑA
<i>Inflación</i>	
IPC: Índice de Precios al Consumo-España	INE
PRERE: Pr. relat. España/UE m. nacional- 1985=100	DGPC

B. Metodología econométrica

La representación en el espacio de los estados de los modelos econométricos supone una herramienta enormemente útil que nos permite manejar una mayor variedad de modelos de series temporales. Harrison y Stevens (1976) fueron pioneros en esta representación para diseñar un modelo general de predicción de series temporales, denominado "modelo dinámico lineal". Este viene a ser un modelo de regresión lineal que permite que los parámetros cambien en el tiempo y que, cuando no existen variables explicativas, se reduciría a un modelo general de series temporales que contiene como casos particulares a los modelos univariantes.

La idea tras la representación en el espacio de los estados de un sistema lineal sería capturar la dinámica de un vector observado en términos de un vector inobservado conocido como vector de estado del sistema.

La formulación general en el espacio de los estados puede aplicarse al análisis de una serie temporal multivariante y_t , formada por N elementos. Estas variables observadas están relacionadas con un vector $r \times 1$, conocido como vector de estado, a través de la ecuación de medida:

$$y_t = Ax_t + H\zeta_t + \omega_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$E(\omega_t) = 0; \quad \text{Var}(\omega_t) = R$$

donde y_t es un vector $n \times 1$ de variables observables en el período t , H' es una matriz $n \times r$ de coeficientes, y w_t es un vector $n \times 1$ que podría describirse como un error de medida.

En general los elementos contenidos en ζ_t si bien no son observados, se supone que son generados por un proceso de Markov de primer orden, tal como sigue:

$$\zeta_{t+1} = F\zeta_t + c_{t+1} + v_{t+1}, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

$$E(v_{t+1}) = 0; \quad \text{Var}(v_{t+1}) = Q$$

donde F es una matriz $r \times r$, c_t es un vector $r \times 1$, y v_t es un vector $r \times 1$ de perturbaciones serialmente incorrelacionadas.

Operando recursivamente sobre las anteriores ecuaciones, puede obtenerse que:

$$\zeta_{t+m} = F^m \zeta_t + F^{m-1} v_{t+1} + F^{m-2} v_{t+2} + \dots + F^1 v_{t+m-1} + v_{t+m}, \quad m = 1, 2, \dots \quad (3)$$

Por tanto, puede demostrarse que los valores futuros del vector de estado dependen de los valores pasados sólo a través del valor actual que toma ζ_t , es decir:

$$E(\zeta_{t+m} | \zeta_t, \zeta_{t-1}, \dots) = F^m \zeta_t \quad (4)$$

Para la completa especificación del sistema en el espacio de los estados, las anteriores ecuaciones deben completarse con dos supuestos adicionales. En primer lugar, supondremos que el vector de estado inicial tiene una media a_0 y una matriz de covarianzas P_0 . Por otro lado, las perturbaciones v_t y ω_t están incorrelacionadas entre sí en todos los períodos y , además, incorrelacionadas con el estado inicial, esto es:

$$E(\zeta_0) = a_0; \quad \text{Var}(\zeta_0) = P_0$$

$$E(\omega_t v_s) = 0; \quad s, t = 1, \dots, T \quad (5)$$

$$E(\omega_t \zeta_0) = 0; \quad E(v_t \zeta_0) = 0; \quad t = 1, \dots, T$$

Una vez formulado el modelo en el espacio de los estados, puede aplicarse el filtro de Kalman tanto para predicción como para alisado. El filtro de Kalman es un potente algoritmo que constituye un procedimiento recursivo para calcular el estimador óptimo del vector de estado en el período t , basándose en la información disponible en dicho período t^{11} , suponiendo que los valores de los elementos F , Q , A , H y R son conocidos¹².

Como hemos indicado, la iteración comienza suponiendo que el valor inicial del vector de estado se obtiene de una distribución normal con media $\hat{\zeta}_{1|0}$ y varianza $P_{1|0}$, con lo que si las raíces de F están dentro del círculo unidad, el proceso que sigue el vector de estado es estacionario, y $\hat{\zeta}_{1|0}$ sería la media incondicional de este proceso, mientras que $P_{1|0}$ sería su varianza incondicional. Para sistemas tempovariantes o no estacionarios, $\hat{\zeta}_{1|0}$ podría representar una conjetura sobre el valor de ζ_1 basada en la información previa, mientras $P_{1|0}$ mediría la incertidumbre asociada a esta suposición. Este mismo conjunto de operaciones puede realizarse para cualquier fecha t de la muestra, y obtendríamos $\hat{\zeta}_{t|t-1}$ y $P_{t|t-1}$. A continuación, dado que ω_t es independiente de x_t y ζ_{t-1} , la predicción de y_t condicionada en ζ_{t-1} y x_t puede inferirse inmediatamente, y con ésta, el error de predicción y su varianza condicional:

$$E(y_t | x_t, \zeta_{t-1}) = Ax_t + H\hat{\zeta}_{t|t-1} \quad (6)$$

$$y_t - E(y_t | x_t, \zeta_{t-1}) = (Ax_t + H\zeta_t + w_t) - (Ax_t + H\hat{\zeta}_{t|t-1}) = H(\zeta_t - \hat{\zeta}_{t|t-1}) + w_t \quad (7)$$

$$\text{Var} \{ [y_t - E(y_t | x_t, \zeta_{t-1})] | x_t, \zeta_{t-1} \} = HP_{t|t-1}H + R \quad (8)$$

Asimismo, la covarianza condicional entre el error de predicción y el error en la predicción del vector de estado, es en consecuencia:

$$E \{ [y_t - E(y_t | x_t, \zeta_{t-1})] [\zeta_t - E(\zeta_t | x_t, \zeta_{t-1})] | x_t, \zeta_{t-1} \} = HP_{t|t-1} \quad (9)$$

Y por tanto:

$$\hat{\zeta}_{t|t} = \hat{\zeta}_{t|t-1} + P_{t|t-1}H(HP_{t|t-1}H + R)^{-1}(y_t - Ax_t - H\hat{\zeta}_{t|t-1}) \quad (10)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1}H(H P_{t|t-1}H + R)^{-1}H P_{t|t-1} \quad (11)$$

El paso final consistiría en calcular la predicción de ζ_{t+1} condicionada a ζ_t , simplemente sustituyendo las anteriores ecuaciones en la ecuación de transición:

$$\hat{\zeta}_{t+1|t} = F\hat{\zeta}_{t|t} + c_t \quad (12)$$

$$P_{t+1|t} = F P_{t|t} F + Q \quad (13)$$

Dado que las estimaciones se actualizan recursivamente cada período, el filtro de Kalman puede verse como un método bayesiano de actualización de probabilidades subjetivas y, por tanto, para evaluar la evolución de las expectativas inflacionarias percibidas por los agentes económicos.

Notas

- En la Figura 1 se resume la evolución del proceso seguido por la peseta en el SME durante el período considerado.
- Esto es, en el contexto de los modelos de juegos de política monetaria, cuanto más dispuesto se muestra el gobierno a pagar los costos de la lucha antiinflacionaria, tanto más efectivamente señala sus preferencias, e intenta ser considerado un gobierno fuerte en lugar de débil. Este análisis nos sugiere que el gobierno español, al señalar inicialmente sus preferencias antiinflacionarias y al seguir anclado en torno a la paridad prefijada, debería haber conseguido un cierto grado de credibilidad para sus políticas.
- En Miller y Sutherland (1993) se exponen una serie de explicaciones teóricas para justificar las rigideces en la inflación.
- En Sapena y Tamarit (1998) se presenta una síntesis de los principales estudios econométricos realizados en torno a la existencia de efectos de credibilidad en el SME.
- Por ejemplo, en Driffill y Miller (1993) se modelizan las expectativas de realineamiento según el comportamiento observado del gobierno, mediante una distribución Poisson cuya tasa de llegada es actualizada por el sector privado siguiendo la regla de Bayes. Sin embargo, esta modelización resulta demasiado mecanicista, siendo mucho más realista suponer que los agentes económicos privados esperan que un realineamiento sea más probable en tiempos de recesión y menos cuando los desequilibrios económicos son menores.
- También Ozkan y Sutherland (1993) especifican explícitamente una función objetivo del gobierno para analizar las causas y efectos de un colapso completo de un sistema de tipo de cambio fijo.
- En Drazen y Masson (1994) se cita como símil el caso de un amigo que nos anuncie una mañana que se ha tomado en serio el perder peso, y que ha decidido no comer a mediodía. Añade a ello que ha estado sin comer dos días. ¿Nos hace más o menos creíble esta información el anuncio de que no va a comer a mediodía? Según el análisis generalmente empleado, cada vez que deja de comer, es más creíble el anuncio de que tampoco va a comer la próxima vez; sin embargo, también puede decirse que cada vez que ayune, estará por ello más hambriento y, por tanto, es menos probable que mantenga su dieta la próxima vez.
- Los códigos Gauss utilizados para realizar la estimación son una modificación del aplicado en Hamilton (1994). Estos códigos se encuentran disponibles previa petición a los autores.
- Véase al respecto, Dolado y De Lamo (1993), p. 112.
- En el trabajo de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995) se analizan las causas y consecuencias de diferentes episodios de turbulencia monetaria para veinte países de la OCDE y, en particular, de la crisis del SME.
- Véanse detalles al respecto en Hamilton (1994).
- Cuando estos elementos son desconocidos, se lleva a cabo a partir de unos valores iniciales la estimación por máxima verosimilitud de dichos elementos, estimación que puede llevarse a cabo por diferentes métodos.

Referencias

- BACKUS, D. y J. DRIFFILL (1985a). "Rational Expectations and Policy Credibility Following a Change in Regime", *Review of Economic Studies* 52, pp. 211-221.
- BACKUS, D. y J. DRIFFILL (1985b). "Inflation and Reputation", *American Economic Review*, 75, pp. 530-538.
- BARRO R. y D.B. GORDON (1983a). "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model", *Journal of Political Economy*, 91, pp. 589-610.
- BARRO, R. y D.B. GORDON (1983b). "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 101-121.
- CHEN, Z. y A. GIOVANINNI (1993). "The Determinants of Realignment Expectations Under the EMS-Some Empirical Regularities", *CEPR Discussion Paper*, Nº 790, CEPR, London.
- DE GRAUWE, P. (1997). *The Economics of Monetary Integration*, (third edition), Oxford University Press.
- DOLADO, J.J. y A. DE LAMO (1993). "Un Modelo del Mercado de Trabajo y la Restricción de Oferta de la Economía Española", *Investigaciones Económicas*, 17(1), pp. 87-118.
- DRAZEN, A. y P.R. MASSON (1994). "Credibility of Policies Versus Credibility of Policymakers", *Quarterly Journal of Economics*, 109, agosto, pp. 735-754.
- DRIFFILL, J. y M. MILLER (1993). "Learning and Inflation Convergence in the ERM", *Economic Journal*, 103, pp. 369-78.
- EICHENGREEN, B., A.K. ROSE y C. WYPLOSZ (1995). "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy*, 21, pp. 249-296.
- FLOOD, R. y P. GARBER (1984a). "Collapsing Exchange-Rate Regimes. Some Linear Examples", *Journal of International Economics*, 17, pp. 1-13.
- FLOOD, R. y P. CARBER (1984b). "Gold Monetization and Gold Discipline", *Journal of Political Economy*, 92, pp. 90-107.
- FLOOD, R.P. y P. ISARD (1989). "Monetary Policy Strategies", *Staff Papers*, International Monetary Fund, 36, pp. 612-632.
- GIAVAZZI, F. y A. GIOVANINNI (1989). *Limiting Exchange Rate Flexibility: The European Monetary System*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- GIAVAZZI, F. y M. PAGANO (1988). "The Advantage of Tying One's Hands, EMS Discipline and Central Bank Credibility", *European Economic Review*, 32, pp. 1055-1082.
- GROSS, D. (1992). "Capital Controls and Foreign Exchange Market Crises in the EMS", *European Economic Review*, 36, pp. 1533-44.
- HAMILTON, J.D. (1994). "State-Space Models", en Engle, R.F. y D.L. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics* (Vol. IV), North-Holland, pp. 3039-3080.
- HARRISON, P.J. y G.F. STEVENS (1976). "Bayesian Forecasting", *Journal of the Royal Statistical Society* (Series B), 38.
- HARVEY, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- KRUGMAN, P. (1979). "A Model of Balance-of-Payments Crises", *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, pp. 211-325.
- KYDLAND, F.E. y E.C. PRESCOTT (1977). "Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans", *Journal of Political Economy*, 85, pp. 473-491.
- MASSON, P.R. (1995). "Gaining and Losing ERM Credibility: The Case of the United Kingdom", *Economic Journal*, 105, pp. 571-582.
- MILLER, M. y A. SUTHERLAND (1993). "Contracts, Credibility, Common Knowledge: Their Influence on Inflation Convergence", *IMF Staff Papers*, Nº 40, pp. 178-200.
- OBSTFELD, M. (1986). "Rational and Self-Fulfilling Balance of Payments Crises", *American Economic Review*, 76, pp. 72-81.
- OBSTFELD, M. (1991). "Destabilizing Effects of Exchange Rate Escape Clauses", *Working Paper* 3603, NBER.

- OZKAN, F.G. y A. SUTHERLAND (1993). "A Model of the ERM Crisis", *Discussion Paper* 879, GEPR, London.
- ROSE A., y L. SVENSSON (1994). "European Exchange Rate Credibility Before the Fall", *European Economic Review*, 39, pp. 1185-1216.
- SAPENA, J. y C.R. TAMARIT (1998). "Credibilidad y Reputación en Uniones Monetarias Incompletas. La Experiencia Europea", *mimeo*.