

CICLO ECONOMICO Y PRESIONES ESPECULATIVAS EN UN SISTEMA DE BANDAS

*M^a Isabel Campos López**
*M^a Araceli Rodríguez López**

El objetivo de este trabajo es la búsqueda de evidencia empírica sobre la interrelación entre los ciclos económicos y las fluctuaciones del tipo de cambio. El entorno elegido es el del Sistema Monetario Europeo en la década de 1990. La metodología aplicada estimará la probabilidad de reajuste dentro de la banda de fluctuación, tanto para el franco francés como para la peseta. Los resultados obtenidos indican la presencia de variables monetarias y reales que confirman el objetivo buscado en este trabajo.

Palabras clave: *tipo de cambio, ciclos económicos, magnitudes monetarias, SME, 1990-1999.*

Clasificación JEL: *F31.*

1. Introducción

A lo largo del tiempo todas las economías experimentan fluctuaciones cíclicas en su actividad económica. Fluctuaciones que pueden incidir en la utilización óptima de los factores productivos en fases recesivas prolongadas, o en la estabilidad de precios en períodos dilatados de crecimiento. Un mejor entendimiento de la interacción entre las políticas económicas y el ciclo económico ha sido, y sigue siendo, uno de los propósitos de la teoría macroeconómica.

El interés de este trabajo se centra en la interrelación que puede existir entre los ciclos económicos y las fluctuaciones del tipo de cambio. La evidencia empírica constatada parece confir-

mar esta hipótesis. Esto es, una tendencia de apreciación del tipo de cambio en fases de auge del ciclo económico interno y de depreciación en etapas desfavorables. Como ejemplo se puede citar la experiencia de Estados Unidos o del Reino Unido en la última década del siglo XX, donde la fortaleza del dólar americano y la libra esterlina en relación con otras monedas, como el yen, coincide, en términos generales, con la firmeza de su actividad económica y con la atonía de dicha actividad en Japón.

Desde el punto de vista teórico, la condición de paridad no cubierta de interés puede ser un instrumento útil para mostrar el vínculo entre tipos de cambio y ciclos económicos. Así, por ejemplo, un ciclo expansivo de una economía, en relación con otras, puede ocasionar, vía incremento de la demanda de dinero, un aumento del diferencial de tipos de interés a favor de la moneda nacional y éste, a su vez, una apreciación de dicha moneda. La condición se verificará siempre que el fortalecimiento de la moneda sea de cuantía suficiente como para que las expectativas de depreciación del tipo de cambio coincidan con el diferencial de tipos de interés (bajo el supuesto de ausencia de prima de riesgo).

* Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Valladolid.

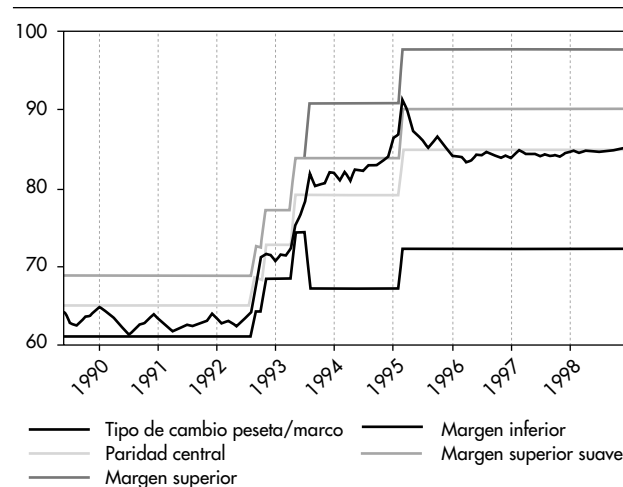
Versión de octubre de 2001. Una versión anterior de este trabajo fue presentada en las VII Jornadas de Economía Internacional (Málaga, 20, 21 y 22 de junio de 2001). Las autoras agradecen los comentarios y sugerencias de los participantes de dichas Jornadas y las valiosas puntualizaciones de Julio Segura.

Es cierto, sin embargo, que no siempre existe una relación positiva entre el diferencial de tipos de interés y el tipo de cambio. Si, por ejemplo, la política monetaria busca el mantenimiento de un determinado objetivo cambiario, una apreciación real o prevista de la moneda nacional podría ocasionar un descenso del tipo de interés nacional y, al menos a corto plazo, un menor diferencial de tipos de interés.¹ Este aspecto podría explicar entonces el hecho de que, en general, los estudios econométricos no hayan tenido mucho éxito en la verificación de una relación exacta entre el tipo de cambio y el ciclo económico u otras variables fundamentales.

En este trabajo se pretende mostrar alguna evidencia al respecto, utilizando la condición de paridad no cubierta de interés y, por lo tanto, los diferenciales de tipos de interés como *proxy* de la probabilidad de reajuste de una moneda. El entorno elegido es el Sistema Monetario Europeo (SME) en la década de 1990. En concreto, en España y Francia desde junio de 1989 hasta diciembre de 1998, período que coincide con el tiempo en el que la moneda española estuvo sometida al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención (MCI) del SME, y que engloba tanto la crisis monetaria de 1992-1993 como las que fueron aconteciendo en economías emergentes como la mexicana, los países asiáticos, Brasil e incluso Rusia a finales de la década.

Los Gráficos 1 y 2 recogen, respectivamente, la evolución del tipo de cambio peseta/marco alemán y franco francés/marco alemán durante el período de estudio. Se representa, además, la paridad central de cada tipo de cambio y los márgenes de oscilación del $\pm 2,25$ por 100 para Francia y ± 6 por 100 para España y del ± 15 por 100, en ambos casos, desde agosto de 1993. Se ha recogido la hipotética posibilidad de que el margen de fluctuación de las monedas no se hubiera modificado ya que, como se ha constatado en los países miembros del MCI tras la ampliación de las bandas, sus autoridades monetarias continuaron, al menos a largo plazo, manteniendo el tipo de cambio dentro de

GRAFICO 1
EVOLUCION DEL TIPO DE CAMBIO
PESETA/MARCO ALEMAN



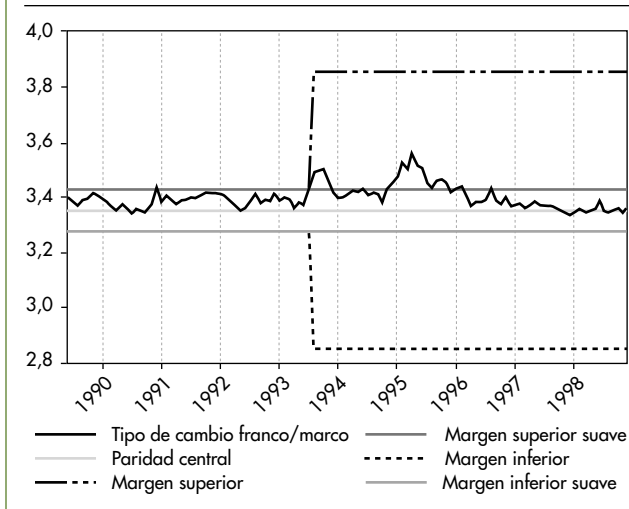
su banda estrecha y sólo relajaron sus intervenciones en el corto plazo y ante fuertes presiones especulativas.² De hecho, si se observan los Gráficos 2 y 3, puede decirse que, si se mantiene la hipotética banda del ± 6 por 100 para la peseta y del $\pm 2,25$ por 100 para el franco durante todo el período analizado, el año 1994 puede caracterizarse como de inestabilidad cambiaria. Ambas monedas estuvieron rozando su límite máximo de depreciación a principios y mediados de ese año, sobrepasando ampliamente la «banda suave» desde diciembre de 1994 hasta abril de 1995, en el caso español, y desde noviembre de 1994 hasta agosto de 1995, en el caso del franco francés.

Por tanto, la diferencia más notoria que puede inicialmente destacarse es el mantenimiento de la paridad central, a lo largo del período de análisis, en el caso francés, y las cuatro devaluaciones que la peseta experimentó durante dicho período (17 de septiembre de 1992, 23 de noviembre de 1992, 14 de mayo de 1993 y 6 de marzo de 1995). Este hecho podría inducir a pensar,

¹ En febrero de 1987, después del Acuerdo de Louvre, que buscaba fomentar la estabilidad cambiaria en torno a los niveles actuales, la relación entre el dólar y el diferencial de tipos de interés fue precisamente inversa.

² Los trabajos de BARTOLINI y PRATI (1997, 1999) consideran esta posibilidad de establecer una «banda de oscilación suave» o *soft target zone*.

GRAFICO 2
EVOLUCION DEL TIPO DE CAMBIO
FRANCO FRANCES/MARCO ALEMAN



a priori, en un comportamiento diferente del tipo de cambio en ambos países; sin embargo, como este trabajo va a sugerir, ambas monedas experimentaron elevadas probabilidades de reajuste de sus paridades, a pesar de que el resultado final de las presiones especulativas no fuera el mismo.

En definitiva, estas crisis cambiarias han puesto de manifiesto la existencia de perturbaciones incluso en países con políticas macroeconómicas que podrían catalogarse como saneadas. En la decisión de abandonar la paridad cambiaria primó, quizá no tanto el agotamiento de las reservas internacionales, como la resistencia de los gobiernos a mantener tipos de interés demasiado altos e inadecuados al mantenimiento de su estabilidad interna. Buena parte de la literatura más reciente de crisis monetarias³ se ha centrado en la posibilidad de que un gobierno pueda perseguir múltiples objetivos, por lo que es posible que tenga que elegir entre el mantenimiento de un sistema de cambios fijo o semi-fijo y la recuperación económica o el control del desempleo.

2. Fundamentos para la selección de las variables explicativas

En términos generales, la característica básica de una crisis monetaria o financiera es el colapso del régimen de tipo de cambio. La literatura de crisis monetarias se ocupa del estudio de las causas y de los posibles determinantes de este fenómeno; sin embargo, no existe una respuesta única sobre las variables relevantes que expliquen el origen de los ataques especulativos.⁴ Los primeros modelos de crisis de balanza de pagos, «modelos de primera generación», iniciados por Krugman (1979), surgieron a partir de las crisis experimentadas por algunos países en vías de desarrollo y, en particular, por México en 1973-1982 y Argentina entre los años 1978-1981.⁵ La razón aducida como explicación de dichas turbulencias cambiarias era la aplicación de políticas macroeconómicas incoherentes, como podía ser la monetización de grandes déficit fiscales y el mantenimiento de un sistema de tipo de cambio fijo, cuya situación se tornaría insostenible si el nivel de reservas internacionales fuera insuficiente para defender la paridad cambiaria.

Sin embargo, las crisis de los años noventa sufridas por los países del SME, en 1992-93 y México, en 1994, demostraron que podía existir un ataque especulativo incluso cuando las políticas económicas fueran consistentes con el mantenimiento de la paridad. Surge entonces un nuevo tipo de modelos conocidos, dentro de la literatura de crisis monetarias, como «modelos de segunda generación». Dentro de este grupo de trabajos se encuentran los modelos de análisis coste-beneficio,⁶ que centran su atención en los efectos, sobre el equilibrio interno, de las decisiones del gobierno del país en cuestión respecto al mantenimiento del tipo de cambio fijo. Una de sus principales aportaciones es la introducción de funciones de comportamiento no lineales en las normas de actuación de dicho gobierno.

⁴ Para una revisión de la literatura, ver BLACKBURN y SOLA (1993), JEANNE (1997) y FLOOD y MARION (1998).

⁵ Vid. SALANT y HENDERSON (1978) y KRUGMAN (1979).

⁶ OZCAN, F. G. y SUTHERLAND A. (1993), OBSTFELD (1994), DRAZEN y MASSON (1994).

³ OZCAN y SUTHERLAND (1993, 1995), OBSTFELD (1994), JEANNE (1997) y JEANNE y MASSON (1998).

Así, se supone que las autoridades minimizan una función de pérdida social, que refleja los intentos de conducir una determinada economía a una situación de equilibrio interno y externo. Se considera que esa economía experimenta dos posibles estados en función de que exista, o no, una determinada perturbación. Dichas autoridades compararán los costes y beneficios de sus dos posibles actuaciones: mantener el tipo de cambio o bien, modificar su paridad. La opción elegida será abandonar el régimen de tipo de cambio si el mantenimiento de su paridad es demasiado costoso en términos de estabilidad interna.⁷ En este caso, las crisis cambiarias no vendrán precedidas por políticas fiscales o monetarias expansivas (como postulaban los «modelos de primera generación»), sino por tasas de desempleo elevadas, o por una etapa recesiva del ciclo económico que ha experimentado, previamente, un período de políticas restrictivas.

En general, se considera que el gobierno debe perseguir una estrategia mixta entre ambos comportamientos. Esto es, debe fijar su tipo de cambio pero con la posibilidad de devaluar o abandonar el sistema de cambios si las perturbaciones son particularmente fuertes. Además, hay que tener en cuenta que la posibilidad de abandono⁸ tiene que ser una opción costosa para el gobierno porque, en caso contrario, devaluar o abandonar el régimen cambiario sería siempre la mejor opción. Este coste podría concretarse en el grado de compromiso del gobierno con el acuerdo de tipos de cambio fijo. En el caso de los países europeos pertenecientes al SME, ese compromiso era muy alto antes del comienzo de la crisis de 1992. El tratado de Maastricht (diciembre de 1991) obligaba a los países que desearan formar parte de la futura Unión Europea a haber permanecido al menos dos años sin realineamientos. En la práctica, esto implicaba la imposibilidad de devaluar. De esta forma, es posible justificar la posibilidad de que desequilibrios no demasiado preocupantes en las economías de los países miembros situaran a éstas en situaciones vulnerables frente a hipotéticas crisis cambiarias.

Las relaciones descritas por este tipo de modelos de coste-beneficio son no lineales, debido a que los agentes al formar sus expectativas sobre el ratio esperado de depreciación del tipo de cambio, lo hacen mediante una media ponderada de la probabilidad del ratio esperado de depreciación. La formación de las expectativas se realiza *ex-ante*, ya que no conocen cuál de las dos opciones será la que elija el gobierno.

Por último, y muy relacionada con los trabajos anteriores, existe una nueva línea de investigación que permite la existencia de múltiples equilibrios en la economía, de manera que es posible un ataque especulativo sin problemas macroeconómicos demasiado graves.⁹ Esta posibilidad tiene su origen en la anticipación, por parte de los agentes económicos, de una variación en las políticas económicas hacia una senda expansionista que, tras un ataque especulativo, obligaría a las autoridades del país en cuestión a abandonar la paridad o a devaluar el tipo de cambio. Así, por ejemplo, si una economía se enfrenta a una caída de su producción, o a un incremento del desempleo, por pequeñas que sean esas perturbaciones, los agentes esperarán, como solución a tales problemas, cierta relajación de las políticas fiscales o monetarias que, en definitiva, dificultaría el mantenimiento del tipo de cambio y cuestionaría su actual paridad.

Luego, desde el punto de vista de la literatura de crisis monetarias, se puede concluir que las expectativas de los agentes económicos, respecto al compromiso de un gobierno de no devaluar, pueden no depender únicamente del volumen de reservas internacionales («modelos de primera generación»), sino también de que se perciba que las autoridades estén dispuestas a sacrificar otros objetivos de estabilidad o control de las variables fundamentales internas. Por ejemplo, y como se evidenciará en este trabajo, es posible que para un gobierno sea complicado mantener, en una fase recesiva del ciclo económico, tipos de interés elevados y caídas en sus niveles de producción. De esta manera, se podrá inferir que si alguna de las variables

⁷ OBSTFELD (1994).

⁸ En la literatura de crisis monetarias, esta opción se denomina *escape clause*. Vid. OBSTFELD (1994), DRAZEN y MASSON (1994) o JEANNE (1997).

⁹ OBSTFELD (1994) y BENSARD y JEANNE (1994) utilizan microfundamentos basados en la inconsistencia temporal descrita en BARRO y GORDON (1983).

relativas a la situación cíclica de una economía se muestran determinantes en las expectativas de realineamiento, se estará encontrando evidencia de una interrelación entre ataques especulativos y situación cíclica de dicha economía.

Selección de las variables exógenas

En la especificación de las variables independientes se han tenido en cuenta distintos criterios aunque debe hacerse constar, que al igual que en Knot, Sturm y de Haan (1997), esta selección resulta un tanto ecléctica:

- Por una parte, la literatura teórica sobre crisis monetarias permite considerar un amplio conjunto de variables. Este trabajo ha tenido en cuenta, en primer lugar, variables monetarias, cuya significación ratificaría los resultados de los modelos de primera generación de crisis de balanza de pagos. También se han introducido variables reales, cuya relevancia confirmaría la justificación de los ataques especulativos en los modelos de segunda generación de análisis coste-beneficio o «cláusula de escape». En el caso de que ninguna de las variables anteriores se mostrara significativa, entonces los ataques se podrían calificar como «autorrealizables», es decir, sin una explicación precisa de los mismos más que la procedente de un proceso de autoalimentación de las expectativas de los agentes. En este caso, ni políticas económicas demasiado expansivas ni perturbaciones reales en la economía resultarían determinantes.
- Por otra parte, el hecho de pertenecer ambas monedas al Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) del SME y la hipótesis de aplicación de una banda suave o *soft target zone*, llevan a incorporar en el análisis variables relativas a la existencia de las bandas de fluctuación.

De esta forma, la literatura sobre crisis monetarias y la consideración de los tipos de cambio de la peseta y el franco francés dentro de las bandas de fluctuación del SME, permiten elegir un conjunto de potenciales determinantes de los diferenciales de tipos de interés.

Así, como variables monetarias se van a considerar, tanto para el caso español como francés, la variación y el nivel de reservas

internacionales, el ratio de crecimiento de la cantidad de dinero, el diferencial de la cantidad de dinero entre el país nacional y Alemania, la tasa de inflación nacional, el diferencial con Alemania de tasas de inflación y, por último, la paridad del poder de compra.

Entre las variables reales se incluirán: el índice de producción industrial (IPI), el diferencial del IPI nacional y alemán, el tipo de cambio efectivo real y la tasa de desempleo.

Finalmente, como variables relativas a la existencia de una banda de fluctuación para ambas monedas, se estudiará la significación del tipo de cambio nacional con respecto al marco alemán, el tipo de cambio nacional con respecto al dólar americano, las desviaciones del tipo de cambio nacional respecto de su paridad central y respecto del margen superior de la banda y, por último, las desviaciones del tipo de cambio nacional respecto del margen superior «suave» de la banda.

La periodicidad de las variables elegidas es mensual porque no es posible encontrar, sobre todo para ciertas variables reales, datos con una periodicidad inferior. La procedencia de las series estadísticas es, básicamente, la OCDE, *Main Economic Indicators*.

3. Resultados de la estimación

El objetivo de este trabajo es averiguar si existe alguna conexión entre realineamientos y/o importantes depreciaciones del tipo de cambio y ciertas variables macroeconómicas de una economía determinada. Para ello se va a obtener la probabilidad de reajuste del tipo de cambio en un régimen de tipos de cambio sometidos a una banda de fluctuación.¹⁰ La estimación se realizará utilizando un modelo de elección discreta binaria cuya función de distribución es una logística, donde la variable dependiente tomará únicamente dos valores: 1 ó 0. En este trabajo, tomará un valor 1 cuando exista falta de credibilidad y, por tanto, una elevada probabilidad de reajuste de la banda, y un

¹⁰ El concepto de reajuste utilizado en este trabajo se refiere no sólo a modificaciones de la paridad central (realineamientos o devaluaciones, en nuestro caso) sino también a cualquier tipo de salto del tipo de cambio dentro de la banda (depreciación del tipo de cambio dentro de la banda). [Vid. BEKAERT y GRAY (1998)]

GRAFICO 3
PROBABILIDAD DE REAJUSTE ESTIMADA
EN EL CASO ESPAÑOL

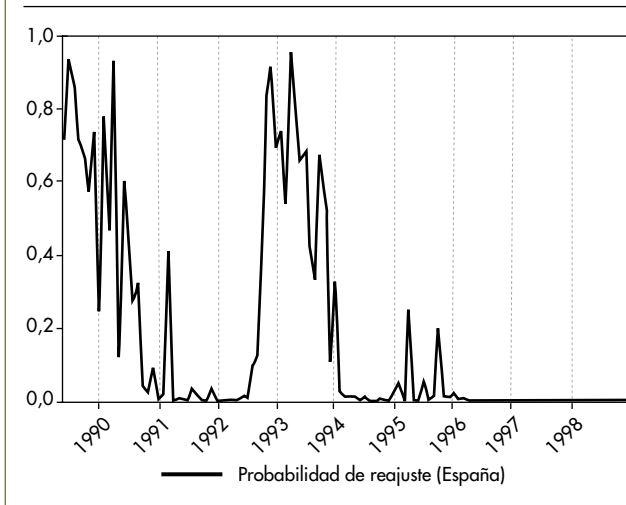
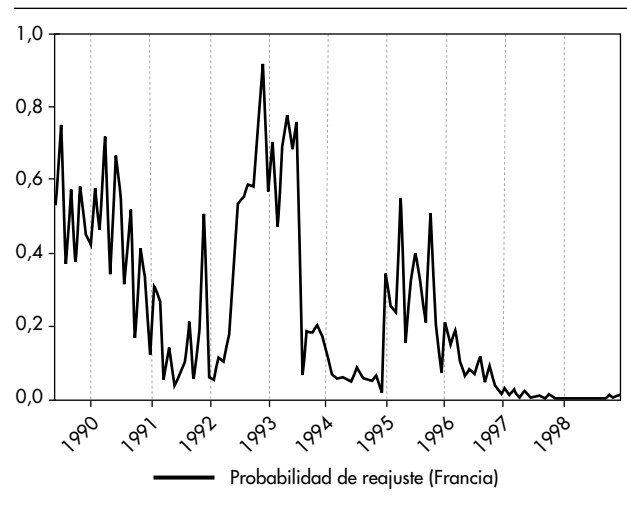


GRAFICO 4
PROBABILIDAD DE REAJUSTE ESTIMADA
EN EL CASO FRANCÉS



valor 0, en el caso contrario. La especificación de la función de distribución logística, $F(c, g)$, es la siguiente:

$$Prob(j_t=1) = F(\chi, \gamma) = \frac{\exp(\chi, \gamma)}{1 + \exp(\chi, \gamma)} \quad [1]$$

donde la $prob(j_t = 0) = 1 - prob(j_t = 1)$, y donde el vector c representa el conjunto de variables explicativas que utilizaremos en nuestro estudio, siendo g el vector de parámetros.

El método de estimación es el de máxima verosimilitud. La especificación econométrica de la función logarítmica de verosimilitud es la siguiente:

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

Para obtener los momentos en los que la variable dependiente toma el valor 1 ó 0 se utilizará, como procedimiento econométrico, el aplicado en los modelos de Markov con saltos de régimen, ya que dicha metodología permite identificar saltos de la variable que

pueden haber finalizado, o no, con modificaciones de la paridad central.¹¹ La variable elegida para aproximar las expectativas de devaluación en cada uno de los dos países es el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania y entre Francia y Alemania.¹²

Los Gráficos 3 y 4 recogen los resultados obtenidos al estimar la ecuación [2] utilizando las variables exógenas anteriormente especificadas (ver Cuadro 1). Las variables que se han mostrado significativas en los dos casos son, el índice de producción industrial nacional (IPI), el diferencial de producción industrial entre el país nacional y Alemania, y la paridad del poder de compra (PPP). Además, el nivel de reservas internacionales y la desviación del tipo de cambio respecto al margen superior «suave», en el caso español, y la desviación del tipo de cambio respecto al margen superior de la banda, en el caso de Francia, son también, respectivamente, variables significativas.¹³

¹¹ Vid HAMILTON (1989, 1990).

¹² Para una explicación más detallada ver CAMPOS y RODRIGUEZ (2001).

¹³ Los signos de los coeficientes son consistentes con la teoría económica: una caída del IPI, las reservas internacionales o la distancia del tipo de cambio a su banda máxima o banda máxima suave, implica un incremento de la

Ambos gráficos ilustran períodos de inestabilidad y de tranquilidad que son, aproximadamente, coincidentes en los dos países. *A priori* éste es un resultado llamativo, ya que no se debe olvidar que la moneda española experimentó cuatro devaluaciones a lo largo del período de estudio, mientras que el franco francés no modificó su paridad en ese mismo tiempo. Este resultado indicaría que, a pesar de que ambas monedas tuvieron elevadas probabilidades de reajuste en períodos de intensos ataques especulativos, dependiendo de las circunstancias del país, las presiones finalizaron, o no, con realineamientos de la moneda objeto de especulación.

Se debe señalar también que la probabilidad de reajuste del franco francés es, al menos, tan elevada como la estimada para la peseta española durante la tormenta monetaria de 1992-1993, aunque se detecta con mayor antelación, probablemente debido al resultado negativo del referendun danés sobre Maastricht y a la incertidumbre sobre el futuro resultado de la consulta en Francia. Por otro lado, existe también otro período donde la probabilidad de reajuste fue mayor para el franco que para la peseta: se produjo a lo largo de 1995, coincidiendo en el tiempo con la salida del franco francés de su hipotética banda suave (Gráfico 2) y la última devaluación de la peseta. Este resultado confirma, por tanto, la teoría de Bartolini y Prati (1997, 1999) sobre el tipo de intervención de las autoridades monetarias en el corto plazo y ante elevados ataques especulativos.

Finalmente, respecto a las variables significativas en la estimación, en ambos países se constata que variables relativas a la banda de oscilación, variables nominales y variables reales van a explicar la evolución de la probabilidad de reajuste de sus respectivas monedas.

4. Conclusiones

La motivación de este trabajo fue la búsqueda de evidencia sobre la interrelación que podía existir entre los ciclos económicos y las fluctuaciones del tipo de cambio. La década de los

probabilidad de reajuste. De la misma manera, un incremento de los diferenciales de producción entre España, o Francia, y Alemania, o un incremento en los valores de la PPP, eleva la probabilidad de reajuste de las monedas.

CUADRO 1
ESTIMACIONES DEL MODELO LOGIT

	España	Francia
Constante	198,885* (4,686)	55,483* (3,138)
IPI	-0,887* (-5,606)	-0,325* (-2,828)
Diferencial de IPI	0,573* (4,739)	0,404* (4,011)
Reservas	-0,002* (-3,239)	—
PPP	21,334* (3,488)	10,413* (2,528)
Desviación a la banda máxima	—	-15,916* (-3,050)
Desviación a la banda suave	-35,730* (-2,202)	—
Estadístico LR	61,041 (0,000)	37,341 (0,000)
Estadístico ML	1,564 (0,211)	0,866 (0,352)
AIC	0,499	0,839

NOTAS:

- * indica un valor significativo a un nivel del 1 por 100.
- IPI: Índice el valor de producción industrial.
- PPP: Paridad del poder adquisitivo.
- El valor entre paréntesis en los parámetros es el estadístico z.
- El valor entre paréntesis en los estadísticos es el p valor.
- El criterio de selección es el Aike info Criterion (AIC).

noventa nos brindó ejemplos de crisis monetarias tanto en países desarrollados como en economías emergentes. Dentro del MCI del SME, la peseta española y el franco francés son monedas representativas de dos casos opuestos, esto es, de devaluaciones y saltos del tipo de cambio dentro de la banda, y de saltos sin devaluaciones.

Los modelos de crisis monetarias de segunda generación nos aportan una justificación teórica de la existencia de vínculos entre las fluctuaciones de los tipos de cambio y los ciclos económicos. Los resultados obtenidos han sido satisfactorios en este sentido, ya que se ha constatado que, tanto en España como Francia, el índice de producción industrial (IPI) y el diferencial de IPI entre

el país nacional y Alemania forman parte de las variables macroeconómicas que aportan evidencia referente a la probabilidad de ataques especulativos, (junto a otras variables como la paridad del poder adquisitivo, las reservas internacionales o las desviaciones del tipo de cambio a su margen superior, real o suave).

Por tanto, este trabajo ha evidenciado que las expectativas de los agentes económicos, con respecto al compromiso de un gobierno de no modificar la paridad de su moneda, dependen no sólo del volumen de reservas internacionales disponibles para defenderla, sino también de la percepción de que las autoridades no están dispuestas a sacrificar otros objetivos de estabilidad o control de ciertas variables fundamentales internas. De esta forma, si la economía se encuentra en una etapa de relativo estancamiento de su producción o incluso de recesión (representada por una caída del índice de producción industrial, IPPI, o un aumento de la divergencia en el crecimiento respecto a Alemania), el mantenimiento de tipos de interés elevados en defensa de la paridad de su moneda plantearía problemas a las autoridades económicas de estos países. En el caso de España, las perturbaciones sobre la economía aconsejaron las devaluaciones mientras que en Francia, a pesar de los ataques especulativos, (tan intensos como en el caso español), el resultado de las crisis cambiarias no se saldó con cambios de paridad.

Referencias bibliográficas

- [1] BARRO, R. y GORDON, D.B. (1983): «Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy», *Journal of Monetary Economics* 12, 101-121.
- [2] BARTOLINI, L. y PRATI, A. (1997): «Soft versus Hard Targets for Exchange Rate Intervention», *Economic Policy*, 24: 15-52.
- [3] BARTOLINI, L. y PRATI, A. (1999): «Soft Exchange Rate Bands and Speculative Attacks: Theory, and Evidence from the ERM since August 1993», *Journal of International Economics*, 49, octubre: 1-29.
- [4] BEKAERT, G. y GRAY, S. F. (1998): «Target Zones and Exchange Rates: An Empirical Investigation», *Journal of International Economics*, 45, 1, junio: 1-35.
- [5] BENSARD, B. y JEANNE, O. (1994): «The Instability of Monetary Policy Rules», University of Paris, *Mimeo*.
- [6] BLACKBURN, K. y SOLA, M. (1993): «Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises», *Journal of Economic Surveys*, 7, 119-144.
- [7] CAMPOS, M. I. y RODRÍGUEZ, M. A. (2001): «Business Cycle and Speculative Pressures in a Target Zone», *defi 01/04*, FEDEA, Madrid.
- [8] DRAZEN, A. y MASSON, P. R. (1994): «Credibility of Policy versus Credibility of Policy Makers», *Quarterly Journal of Economics*, 109, 735-754.
- [9] FLOOD, R.P. y MARION, N. (1997): «Policy Implications of Second-Generation Crisis Models», *IMF Working Paper*, 97-16
- [10] HAMILTON, J. D. (1989): «A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle», *Econometrica*, 57: 357-384.
- [11] HAMILTON, J. D. (1990): «Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime», *Journal of Econometrics*, 45: 39-70.
- [12] JEANNE, O. (1997): «Are Currency Crises Self-fulfilling? A Test», *Journal of International Economics*, 43 263-286.
- [13] JEANNE, O. y P. MASSON (2000): «Currency Crisis, Sunspots and Markov-Switching Regimes», *Journal of International Economics*, volumen 50, 2, 327-350.
- [14] KNOT, K., STURM, J. y DE HAAN, J. (1997): «The Credibility of European Exchange Rate Mechanism», *Oxford Economic Papers*.
- [15] KRUGMAN, P. (1979): «A Model of Balance of Payments Crises», *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, 311-325.
- [16] OBSTFELD, M. (1994): «The Logic of Currency Crises», *Banque de France Cahiers économiques et monétaires*, 43, 189-213. *NBER Working Paper* 4640.
- [17] OZKAN, F. G. y SUTHERLAND, A. (1993): «A Model of ERM Crisis», *CEPR Discussion Paper*, 879.
- [18] OZKAN, F. G. y SUTHERLAND, A. (1995): «Policy Measures to Avoid a Currency Crisis», *Economic Journal*, volumen 105, 510-519.
- [19] SALANT, S. y HENDERSON, D. (1978): «Market Anticipations of Government Gold Policies and the Price of Gold», *Journal of Political Economy*, agosto.