

¿QUÉ GRADO DE PRESIÓN ESPECULATIVA SOPORTÓ LA PESETA ESPAÑOLA EN EL PERÍODO DE BANDAS DEL SME?

María Araceli Rodríguez López

RESUMEN.—Una de las contribuciones más relevantes en la literatura empírica reciente de crisis monetarias es la elaboración de un índice de presión especulativa capaz de medir el grado de tensión que soporta una moneda en un determinado periodo de tiempo. Por tratarse de una medida de presión especulativa, no sólo se pretenden recoger aquellos ataques que se saldaron con una devaluación, sino también aquellos otros procesos que pudieron necesitar de una intervención activa de las autoridades monetarias de nuestro país en defensa de la moneda y que, de cierta manera, se reflejarán en alguno de los componentes del índice.

PALABRAS CLAVE: Bandas de oscilación, Presión especulativa, Crisis monetarias.
JEL: F3 - International Finance.

1. INTRODUCCIÓN

La década de los años 90 ha sido testigo de crisis monetarias y financieras dramáticas. Las turbulencias sufridas por el Sistema Monetario Europeo en 1992-93, las tormentas de los países latinoamericanos, sobre todo México, en 1994-95 y, más recientemente, el colapso financiero de algunas economías asiáticas, o de Rusia y Brasil han reavivado el interés sobre este tipo de procesos. Sin embargo, a pesar de los numerosos intentos de la literatura teórica y empírica de “*Currency Crises*” no existe consenso sobre las razones que conducen a fenómenos de tal magnitud.

Una de las contribuciones más relevantes en la literatura empírica reciente de crisis monetarias es la elaboración de un índice de presión especulativa capaz de medir el grado de tensión que soporta una moneda en un determinado periodo de tiempo. Al tratarse de una medida de presión es-

peculativa, no sólo se pretende recoger aquellos ataques que se saldaron con una devaluación, sino también aquellos otros procesos que pudieron necesitar de una intervención activa de las autoridades monetarias responsables en defensa de la moneda y que, de cierta manera, se reflejarán en alguno de los componentes del índice.

En este estudio se intenta cuantificar e identificar los procesos especulativos sufridos por la Peseta española desde su incorporación al mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del Sistema Monetario Europeo, el 19 de junio de 1989 hasta diciembre de 1998, fecha en la que España pasa a formar parte de la Unión Monetaria Europea.

2. MARCO DE ESTUDIO Y OBJETIVOS DEL ANÁLISIS

La aplicación de modelos de crisis monetarias o de balanza de pagos a episodios concretos de turbulencias, ha sido paralela a la evolución de la literatura teórica en este campo⁽¹⁾. Contrastar o incluso, predecir, las oleadas especulativas en los mercados cambiarios ha adquirido especial relevancia después de las crisis de los años noventa. Estos ataques en la última década han actualizado el interés político y académico por los problemas de crisis de balanza de pagos y han aportado nuevos datos y experiencias que han permitido desarrollos empíricos aplicados al estudio de tormentas monetarias y financieras.

Los análisis más recientes se han centrado en la detección de señales previas a los ataques, buscando las regularidades comunes entre ellos, capaces de arrojar signos inequívocos de la posibilidad de los mismos. Los estudios empíricos realizados se han basado, por un lado, en la contrastación de modelos teóricos⁽²⁾, y por otro, en la utilización de metodologías no estructurales. Dentro de estos últimos, los no estructurales, básicamente los trabajos se han centrado, a su vez, en la utilización de regresiones, tipo Probit o Logit⁽³⁾ y en el uso de test no paramétricos para la contrastación de resultados, como la elaboración de medidas o índices que indiquen la probabilidad de una crisis.

Los test no paramétricos se han fundamentado en el trabajo de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994). Los autores, utilizan datos trimestrales de veintidós países entre los años 1967 y 1992, agrupados en dos muestras diferentes, una para los miembros del SME, y la otra para países fuera del mismo, comparando el comportamiento de ciertas variables macroeconó-

(1) Para una revisión de la literatura Agenor, Bhandari, y Flood (1992), Blackburn y Sola (1993), Jeanne (1997) y Flood y Marion (1998).

(2) Meese y Rose (1996) y Melick (1996) son estudios empíricos con una metodología estructural.

(3) Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996), Frankel y Rose (1996), Kruger, Osawke y Page (1998), Campos y Rodríguez (2000).

micas entre periodos de crisis y periodos de tranquilidad⁽⁴⁾. Su idea es demostrar que si existen diferencias entre unos periodos y otros, es debido a la inadecuada evolución de las variables fundamentales, inconsistente con el mantenimiento de la paridad del tipo de cambio, lo que conduciría a la idea de apoyo a los *modelos de primera generación* de crisis monetarias. Sin embargo, no hallar diferencias significativas entre ambos periodos, sugeriría la idea de una reversión en las expectativas o “ataques autorrealizables”, como origen de las turbulencias monetarias.

Los resultados para los países fuera del Sistema señalaban diferencias significativas en el comportamiento de la mayoría de las variables entre los periodos de preataque y cualquier otro periodo, mientras que, para los países pertenecientes al Mecanismo de Cambios e Intervención, sucedía lo contrario⁽⁵⁾. Esta igualdad sería consistente con las predicciones de los *modelos de segunda generación*, que enfatizan la posibilidad de múltiples equilibrios y ataques “self-fulfilling”⁽⁶⁾.

Una de las aportaciones de este trabajo más relevantes e influyentes en la posterior literatura empírica, es la definición de un índice de presión especulativa. El índice es una media ponderada de los cambios experimentados por el tipo de cambio, por los diferenciales de tipos de interés entre el país nacional y el extranjero y las variaciones porcentuales en el diferencial de reservas, de manera que:

$$\text{IPE}_t = \omega_1 \% \Delta S_t + \omega_2 \% \Delta(i - i^*) + \omega_3 \% (R - R^*) > T \quad [2.1]$$

dónde IPE_t es el índice de presión especulativa, ω_i son las ponderaciones y T es un valor crítico a partir del cuál se considera que hay crisis. Cuando el índice alcance valores extremos, se considera que existe una crisis. Las ponderaciones de esas variables son necesarias ya que se observa que la volatilidad condicionada de los cambios porcentuales en las reservas, es varias veces superior a la asociada al tipo de cambio, y ésta superior también, a la volatilidad condicionada del cambio porcentual en el diferencial de tipos de interés. Con las ponderaciones se consigue que las contribuciones de los cambios en esas variables sean iguales.

(4) Utilizan el test de Kolmogorov-Smirnov para la igualdad de las funciones de distribución, el test de Kruskal-Wallis para la igualdad de poblaciones y el tradicional test de la t de Student para la igualdad de primeros momentos.

Entre las variables utilizadas están: tipos de interés a corto plazo, déficit del Estado, tipo de cambio efectivo real, la ratio de exportaciones-importaciones, el crédito doméstico, inflación, crecimiento de la cantidad de dinero y de las reservas.

(5) Para casi ninguna de ellas se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de distribuciones, y cuando estadísticamente es posible el rechazo, los resultados son los contrarios a los que se esperarían según las predicciones de los primeros modelos de crisis de Balanza de Pagos.

(6) Esta posibilidad ya fue señalada en Eichengreen y Wyplosz (1993).

En la literatura empírica de crisis monetarias, Moreno (1995), Kaminsky y Reinhart (1996), Sachs, Tornell y Velasco (1996), Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995, 1996) y Kruger, Osakwe y Page (1998) elaboran también índices de presión especulativa, similares al anterior aunque con peculiaridades diferenciadas dependiendo de las áreas geográficas a las que se aplica ⁽⁷⁾ o incluso, por la disponibilidad de variables, eliminando alguna de las series componentes del índice por falta de datos en países en vías de desarrollo ⁽⁸⁾. El concepto de crisis considerado es diferente también en la literatura, de manera que existe, desde la posibilidad de incluir ataques “exitosos” con resultado de devaluación, como aquella de incluir sólo episodios finalizados con un incremento en los tipos de interés o una considerable pérdida de reservas. En este trabajo, se incluyen ambas posibilidades.

Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998) desarrollan una metodología similar, con una diferente denominación: “enfoque de señales”. Se trata de controlar la evolución de varios indicadores que tienden a mostrar un comportamiento anormal, en los periodos precedentes a una crisis. Cuando uno de estos indicadores excede un cierto valor, se puede interpretar como una señal de aviso de que una crisis monetaria puede tener lugar en los veinticuatro meses siguientes. El análisis concluye que producción, exportaciones, desviaciones del tipo de cambio real de su tendencia, precios de equidad y la ratio de cantidad de dinero respecto a las reservas internacionales son buenos indicadores de crisis monetarias.

Finalmente, Martínez-Pería (1999) y Piard (1999) construyen índices de presión especulativa que después utilizan como variable endógena en modelos de Markov con saltos de régimen, analizando las posibles variables fundamentales que determinan la probabilidad de salto entre los estados de calma y crisis especulativa. El estudio en ambos casos se realiza a través de procesos de Markov-Switching con probabilidades de transición variables ⁽⁹⁾.

El objetivo de este trabajo es medir, siguiendo esta metodología, el grado de presión especulativa que soportó la Peseta española en el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo, desde Junio de 1989 hasta diciembre de 1998. Pretendemos verificar y confirmar la validez del procedimiento en el caso español, así como, identifi-

(7) Moreno (1995) utiliza datos de economías de la cuenca del pacífico, y Kaminsky y Reinhart (1996) y Sachs, Tornell y Velasco (1996) y Kruger, Osakwe y Page (1998) lo aplican a países en vías de desarrollo. Sólo Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994, 1995, 1996) se centran en países industrializados.

(8) Kaminsky y Reinhart (1996) y Sachs, Tornell y Velasco (1996) y Kruger, Osakwe y Page (1998) no utilizan el diferencial de tipo de interés.

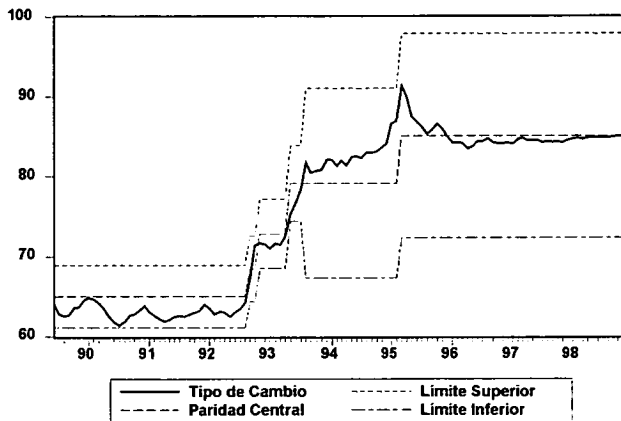
(9) Hamilton (1994), cap. 5, pp. 142-145. Sobre la extensión del modelo para incluir la posibilidad de probabilidades variables ver Filardo (1994), Diebold et al. (1994) y Durland y Mc Curdy (1994).

car las etapas de estabilidad y crisis especulativa en el periodo muestral. La capacidad de separar y diferenciar aquellas etapas de estabilidad de aquellas en las que la moneda española estuvo sometida a fuertes perturbaciones puede servir de base para la aplicación de métodos de estimación que permitan encontrar las variables más relevantes e influyentes en dichos periodos.

3. DATOS Y FECHAS RELEVANTES

La peseta se incorporó al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, el día 19 de Junio de 1989 con el compromiso de mantener la paridad de la peseta fluctuando dentro de la banda del $\pm 6\%$ alrededor de la paridad central definida para cada una de las monedas. El objetivo era incorporar a España a la disciplina antiinflacionista del área y reducir la volatilidad del tipo de cambio de la peseta frente a las monedas de nuestros socios europeos.

Figura 1. EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO ALEMÁN



En la figura 1, se representa el tipo de cambio Peseta/Marco alemán en el período de estudio, así como la paridad central y las bandas de fluctuación antes y después de la ampliación de las mismas al $\pm 15\%$, el 2 de Agosto de 1993. Es posible diferenciar dos comportamientos diferentes del tipo de cambio dependiendo de la amplitud de la banda. Así, en el periodo de pertenencia a la banda estrecha del $\pm 6\%$ se puede observar una primera fase, desde la incorporación hasta Junio de 1992, en el que la moneda española estuvo apreciada y en ocasiones rozando el límite de su banda inferior. Diferentes tensiones afectaron a la Peseta en este período, por ejemplo cuando, en di-

ciembre de 1989, arreciaron los rumores sobre el paso a la banda del $\pm 2,25\%$, acompañando a la Lira italiana⁽¹⁰⁾ o aquellas en relación a la posición de la Libra esterlina desde su incorporación al Sistema, en Octubre de 1990. Sin embargo, ninguno de estos acontecimientos supusieron un grave problema para la moneda española, saldándose todos estos episodios sin cambios de paridad⁽¹¹⁾. El desencadenante inmediato que desató la crisis del SME fue el escollo para la ratificación del Tratado de Maastricht, después del resultado negativo del referéndum danés, el día dos de junio de 1992. El efecto fue inmediato sobre las monedas que, como la española, se beneficiaban de la credibilidad antiinflacionista del Sistema, manteniendo posiciones alejadas en el cumplimiento de los criterios de convergencia. Los ataques especulativos, acentuados en los primeros días de septiembre, alteraron las expectativas cambiarias y produjeron reajustes de cartera que se concretaron en el fortalecimiento del Marco alemán y las monedas más fuertemente ligadas a él, Florín holandés y Franco belga, y en el debilitamiento de las monedas con tipos de interés más elevados, y persistentes desequilibrios económicos, la Peseta, la Libra inglesa, el Escudo portugués y la Lira italiana. El periodo especulativo más intenso que ha sacudido al SME, se saldó para la Peseta con tres devaluaciones y el paso a una banda de fluctuación del $\pm 15\%$.

Después de la ampliación, la Peseta mostró una cierta tendencia a la depreciación, que se intensificó en los primeros meses de 1995. La crisis del Peso mexicano en Diciembre de 1994, provocó efectos contagio en otros países con estrechos vínculos comerciales y la depreciación del Dólar norteamericano, con la consiguiente fortaleza del Marco alemán y debilidad del resto de las monedas del Sistema. La Peseta se depreció y la prima de riesgo se incrementó, no sólo debido a los problemas del Dólar, sino también por la incertidumbre política española en ese momento y la mala evolución de la inflación y el déficit público. Las presiones arreciaron en los primeros meses de 1995 aconsejando una nueva devaluación, que finalmente se produjo el día 6 de marzo. Este nuevo realineamiento fue considerado un "reajuste técnico" ya que la moneda no había llegado a su límite máximo de depreciación⁽¹²⁾. La evolución de la Peseta en los meses siguientes reforzó esta actuación, corrigiéndose la depreciación excesiva anterior a la devaluación.

El periodo de estudio finaliza con una etapa de estabilidad influenciada por un Dólar fuerte y la convergencia de las variables fundamentales de aquellas economías con expectativas de incorporación a la futura Unión Monetaria.

(10) La lira pasó a la banda estrecha el 8 de enero de 1990, devaluando un 3,7%.

(11) Algunas veces se ha calificado al periodo de paradójico, ya que las monedas más fuertes del Sistema eran aquellas pertenecientes a las economías con peores fundamentos macroeconómicos, es decir, alta inflación y déficits fiscales y corrientes elevados. La situación se vio muy condicionada por la débil posición de la Libra inglesa que situó a la Peseta en su máximo nivel de apreciación en varias ocasiones.

(12) Banco de España, Informe anual, 1995, p. 46.

4. CONSTRUCCIÓN E INTERPRETACIÓN DEL ÍNDICE

4.1. DEFINICIÓN

En el trabajo de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994), los autores utilizan tres variables para la construcción del índice, la serie de tipo de cambio de la moneda para la que se intentan capturar los episodios de crisis, la serie de diferenciales de tipos de interés entre el país nacional y el extranjero y la serie del diferencial de reservas nacionales entre los dos países. Otros estudios de la literatura empírica sobre el tema, como el de Sachs, Tornell y Velasco (1996) o el de Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998) no incluyen la serie de diferenciales de tipos de interés por falta de datos para el conjunto de países que componen su estudio. La fórmula utilizada para la construcción del índice de presión especulativa para la peseta española es la siguiente:

$$\text{IPE}_t = \omega_1 \% \Delta S_t + \omega_2 \% \Delta(i - i^*) + \omega_3 \% \Delta(R_t) \quad [4.1.1]$$

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

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

El diferencial de tipos de interés y el porcentaje de variación de las reservas netas extranjeras son las variables que, en ausencia de reajustes oficiales de las paridades, recogerán la intervención de las autoridades monetarias en defensa de la moneda, de manera que, un incremento del diferencial de tipos de interés o una reducción del nivel de reservas netas supondría también la elevación del índice. Nos parece adecuado incluir la serie de variación de reservas netas porque mide cuánto están dispuestos a intervenir los responsables de política monetaria ante un ataque especulativo. Se trata de una variable fundamental en los *Modelos de Primera Generación*, al definir el tipo de cambio sombra, o tipo de cambio después del abandono del sistema de tipos de cambio o del reajuste de la paridad, como aquel tipo para el cual las reservas han alcanzado su nivel mínimo⁽¹³⁾.

(13) Flood y Garber (1984).

Realmente, el índice de presión especulativa se compone de dos elementos básicos. Por una parte $[i_t - i_t^*] + s_t$ es, en términos logarítmicos y si hay paridad de arbitraje, un tipo de cambio a plazo o forward, f_t^{t+n} . Cualquier desviación de esos dos elementos resulta en una prima de riesgo que los agentes privados asignan a la Peseta ⁽¹⁴⁾:

$$PR = f_t^{t+n} - [i_t - i_t^*] + s_t$$

Por otra parte, las variaciones en las reservas son otra forma de evaluar:

$$PR = (E_t S_{t+n} - f_t^{t+n})$$

De esta forma los componentes del índice pueden ser considerados una forma, de medir la prima de riesgo. Cuando el índice de presión especulativa alcance valores extremos, podremos suponer que los agentes asignaban una prima de riesgo elevada y positiva a la Peseta frente a otras monedas, en este caso, frente a la moneda alemana porque el estudio se realiza para la cotización Peseta/Marco.

4.2. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA

No existe acuerdo entre los expertos sobre el tipo de modelo que se debe utilizar para generar un índice de Presión Especulativa. La cuestión de la dependencia o independencia del índice respecto a los modelos monetarios es todavía una cuestión que preocupa a los investigadores. Weymark (1998) propuso una definición de presión en los mercados de cambio, independiente de cualquier modelo, para construir un índice compuesto por las variaciones en el tipo de cambio y en las reservas oficiales extranjeras. Otros, como Piard (1999), señalan que, a pesar de la consistencia de su índice con un modelo de equilibrio de cartera, la independencia del mismo respecto a cualquier modelo es una característica atractiva pues provee buenas interpretaciones del mismo.

En todo caso, la mayoría reconocen que cualquier indicador de presión especulativa en los mercados de cambios es defendible, independientemente del modelo teórico que lo genera. De esta forma, ni los componentes del índice ni las ponderaciones que se asignen a las variables derivan de la estimación de un marco estructural de la economía.

Como la mayor parte de los investigadores que lo han utilizado señalan, un índice de estas características debería ser derivado de la estimación de excesos de demanda de fondos extranjeros, en un modelo de determina-

(14) Ridruejo (1986).

ción del tipo de cambio. Sin embargo, la mayoría de esos intentos ⁽¹⁵⁾ han indicado la falta de adecuación de modelos que relacionen variables, como los flujos de reservas y los tipos de interés, con los tipos de cambio.

Se puede postular el índice de presión especulativa como una función paramétrica de los fundamentos de la economía, tales como la ratio de crecimiento del crédito doméstico, el nivel de producción o renta y el diferencial de tipos de interés. Siguiendo a Girton y Roper (1977), quienes introdujeron el concepto de presión especulativa para referirse a la magnitud del desequilibrio del mercado monetario, proponemos una función estándar de demanda de saldos reales, para deducir una relación entre el índice y los fundamentos de la economía. Dicha función se expresa como sigue:

$$\frac{M}{P} = \frac{Y^\alpha}{I^\beta}$$

De esta forma, porcentajes de variación de la base monetaria se pueden expresar como porcentajes de variación de los precios, P , del nivel de renta real, M , y de los tipos de interés nacionales, I . Las potencias α y β son la elasticidad y la semi-elasticidad de la demanda de dinero a la renta y a los tipos de interés, respectivamente.

Si aplicamos logaritmos y diferenciamos respecto al tiempo, obtenemos:

$$m_t = p_t + \alpha y_t - \beta i_t \quad [4.2.1]$$

Por otra parte, la cantidad de dinero de una economía se puede descomponer en dos elementos: $M = D + SR$ donde, D es el nivel de crédito doméstico, S es el precio, en pesetas de una unidad de moneda extranjera y R representa reservas internacionales.

Aplicando incrementos y dividiendo por M , resulta:

$$m_t = d_t + r_s \quad [4.2.2]$$

Igualando las dos ecuaciones anteriores, se obtiene, para el país nacional y el país extranjero ⁽¹⁶⁾:

$$\begin{aligned} 0 &= d_t + r_s - p_t - \alpha y_t + \beta i_t \\ 0 &= d_t^* + r_s^* - p_t^* - \alpha y_t^* + \beta i_t^* \end{aligned}$$

y restando:

$$(r_{st} - r_s^*) + (d_t - d_t^*) = (p_t - p_t^*) + \alpha(y_t - y_t^*) - (\beta i_t - \beta i_t^*) \quad [4.2.3]$$

(15) Meese y Rogoff (1983) es la referencia clásica.

(16) El asterisco detona variables extranjeras.

Por otra parte la paridad del poder de compra (PPP) determina:

$$\frac{SP^*}{P} = 1$$

y aplicando logaritmos y diferenciando:

$$\frac{\overset{\circ}{S}}{S} + \frac{\overset{\circ}{P^*}}{P^*} - \frac{\overset{\circ}{P}}{P} = 0$$

de forma que:

$$s = [p - p^*] \quad [4.2.4]$$

Sustituyendo esta última ecuación en la anterior, sumando $[i_t - i_t^*]$ y operando:

$$(d - d^*) - \beta(y - y^*) + (1 - \alpha)(i - i^*) = \frac{(i - i^*) - (r_s - r_s^*) + e}{IPE} \quad [4.2.5]$$

Así, el índice de presión especulativa, compuesto por el diferencial de los tipos de interés entre el país nacional y el extranjero, el diferencial de reservas nacionales y extranjeras y el tipo de cambio, se puede expresar como función paramétrica de los fundamentos de la economía. Este es el enfoque utilizado por Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994), seguido por la mayor parte de la literatura empírica de índices de presión especulativa. Esta es, de hecho, nuestra aproximación⁽¹⁷⁾.

Además de la discusión relativa al tipo de enfoque utilizado para fundamentar el índice, otro punto de debate ha sido la elección de las ponderaciones aplicadas en el cálculo del índice. Debido a que la volatilidad de los tipos de cambio, de los tipos de interés y de las reservas puede ser muy diferente, es necesario asignar a cada uno de esos componentes del índice un peso o ponderación específico. Se ha señalado que esa es una elección ad-hoc, y por tanto, arbitraria.

En la literatura empírica de crisis monetaria esas ponderaciones han sido obtenidas de forma bastante intuitiva. De hecho no existe una guía clara sobre qué ponderaciones hay que asignar a cada una de las series. Así, Piard (1999) utiliza como pesos el inverso de la desviación típica de cada serie en todo el período. Eichengreen *et al* (1994) utilizan una medida de precisión que pretende conseguir que los tres componentes del índice tengan varianzas iguales⁽¹⁸⁾. En este estudio vamos a utilizar ambos tipos de

(17) No utilizamos el diferencial de reservas entre el país nacional y el extranjero, sino la variable flujo, variación de las reservas netas internacionales en el país analizado.

(18) Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994, 1995), Sachs, Tornell y Velasco (1996) y Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998) ponderan los componentes del índice de forma que sus va-

ponderaciones, lo que dará lugar al Índice de Presión Especulativa 1, si usamos el primer tipo, y al Índice de Presión Especulativa 2, utilizando el segundo.

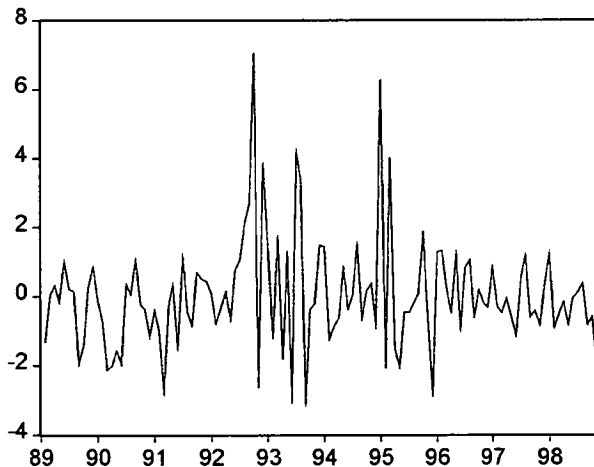
4.3. ÍNDICE DE PRESIÓN ESPECULATIVA 1

Denominamos Índice de Presión Especulativa 1 a la medida de presión que se ha construido con las ponderaciones calculadas como el inverso de las desviaciones típicas para cada una de las variables a lo largo del periodo considerado, es decir:

$$\omega_i = \frac{1}{\sigma_i}$$

Esta medida señala varios episodios de fuerte presión especulativa contra la Peseta. Como era previsible, no todos esos episodios coinciden con reajustes de paridad de la moneda española, ya que algunos de ellos sólo requirieron intervenciones vía reservas o vía tipos de interés, para sofo-car las tensiones.

Figura 2. ÍNDICE DE PRESIÓN ESPECULATIVA 1



En cualquier caso, se detectan dos periodos principales de inestabilidad. El primero, coincidente con la crisis monetaria del SME, que se ex-

rianzas igualen a las dadas por una medida de precisión relativa. Se define precisión relativa como el inverso de la varianza sobre las suma del inverso de las varianzas de las series que componen el índice.

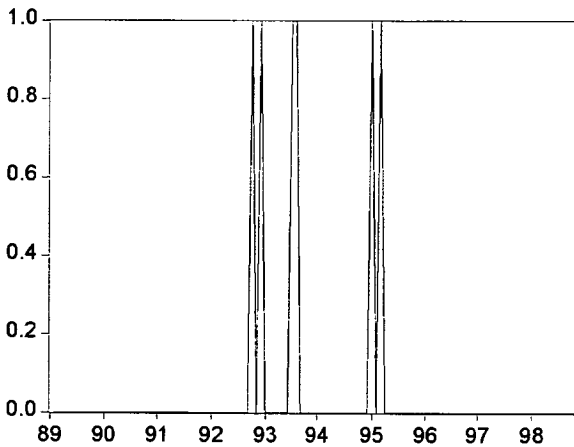
tiende desde el verano de 1992 hasta la ampliación de las bandas en agosto de 1993. El segundo de los episodios más relevantes, coincide con la devaluación de la Peseta en marzo de 1995.

A continuación, intentamos identificar, cuál de esos momentos se puede considerar crisis especulativa. Es posible utilizar varios valores críticos, T . En nuestro caso, y con el fin de recoger de la mejor manera posible esos momentos, utilizaremos la siguiente función indicador ⁽¹⁹⁾:

$$T_{Indice} \begin{cases} 1 & \text{si Índice} > 2\sigma_1 \\ 0 & \text{si Índice} < 2\sigma_1 \end{cases}$$

dónde σ es la desviación típica del índice. El resultado de aplicar el intervalo de confianza es el siguiente:

Figura 3



En la figura 3 se recogen los momentos más relevantes de tensiones que han afectado a la peseta en el periodo de estudio. Obtenemos la existencia de presiones para las siguientes observaciones: octubre y diciembre de 1992, julio y agosto de 1993 y, finalmente, enero y marzo de 1995. Sorprendentemente, la devaluación de mayo de 1993 no resulta como valor de

(19) El valor crítico es dos por la desviación estándar sobre la media en la metodología de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994). Kruger, Osakwe y Page (1998) utilizan el valor 1,5 por la desviación estándar sobre la media. Kaminsky y Reinhart (1996) utilizan el valor tres de la desviación estándar sobre la media para medir los episodios de crisis.

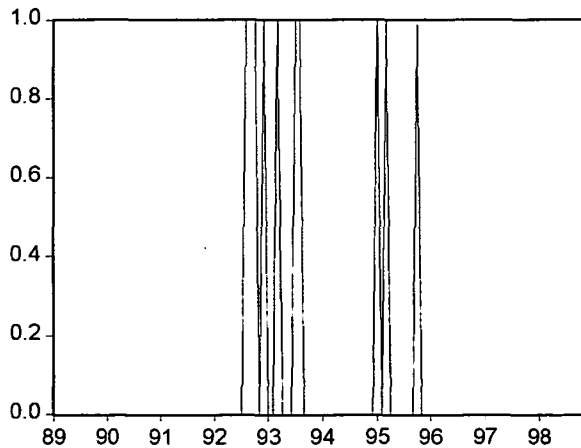
El intervalo de confianza, en este caso, es del 95%. También se ha calculado al nivel de confianza del 90%, siendo los resultados prácticamente los mismos.

crisis o inestabilidad y sí lo hace la devaluación de marzo del 95 que fue calificada como “reajuste técnico”. En el perfil del índice este periodo entre finales de 1992 y la ampliación de las bandas, se caracteriza por una evolución o intensidad semejante a la que muestra al comienzo de la muestra, cuando la Peseta se incorporó al Sistema y sufrió ciertas perturbaciones, que no se tradujeron en reajustes de paridad. Es probable que la devaluación de mayo estuviera ya descontada por los agentes o bien que la oleada especulativa en otoño del 92 y el verano del 93, mitigara la intensidad y la magnitud de este realineamiento.

Ratificando esta última idea, efectivamente, si la función indicador se construye a un nivel de confianza menor (85%) ésta recoge momentos de turbulencias o presiones anteriores a la devaluación de mayo de 1993, a demás de otros momentos especulativos posteriores, pero no las turbulencias después de la incorporación al Sistema.

$$I_{Indice} \begin{cases} 1 & \text{si } Índice > \sigma_1 \\ 0 & \text{si } Índice < \sigma_1 \end{cases}$$

Figura 4



A la vista de los resultados, se puede decir que a pesar de ser capaz de señalar las principales perturbaciones, esta primera medida, encuentra los mayores momentos de presión en fechas posteriores a cada una de las devaluaciones, resultando complicada la identificación de algunos momentos que realmente supusieron crisis especulativas graves para la Peseta, como la devaluación de mayo de 1993. Sólo si el intervalo se construye a niveles de confianza muy bajos, este periodo resulta en un valor de crisis.

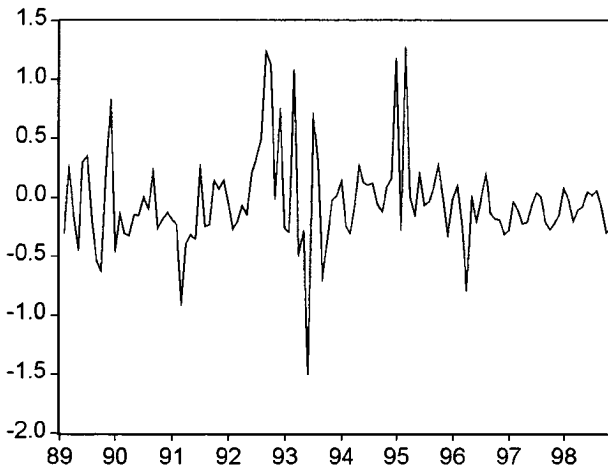
4.4. ÍNDICE DE PRESIÓN ESPECULATIVA 2

Una medida alternativa que quizá permita mejorar los resultados se puede construir asignando diferentes ponderaciones a las series componentes del índice, intentando igualar sus varianzas. En este caso, los pesos se calculan:

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

El nuevo índice muestra una evolución semejante al primero. Los periodos especulativos, se concentran, como en el caso anterior, en la tormenta monetaria de 1992 y 1993, y en los primeros meses de 1995. Con esta nueva medida, las perturbaciones derivadas de la incorporación son equiparables a la devaluación de Mayo de 1993.

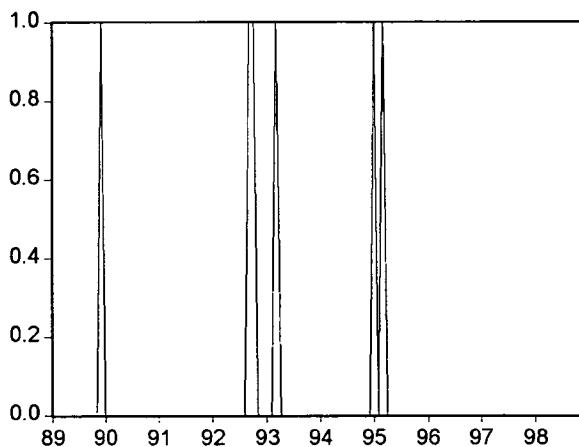
Figura 5. ÍNDICE DE PRESIÓN ESPECULATIVA 2



De forma análoga al análisis realizado en la sección anterior, construimos una función indicador, cuyos resultados se muestran en la figura 6. En este caso, con la función al 95% de nivel de confianza, se pueden hallar algunas diferencias respecto a la anterior medida. En primer lugar, las presiones sufridas después de la incorporación al Sistema, se recogen más claramente ahora, sobre todo, las de finales de 1989, cuando se generaron rumores sobre un posible paso de la peseta a la banda estrecha, acompañando a la Lira Italiana.

Como para el índice 1, la tormenta especulativa de otoño de 1992 y 1993 se señala de forma explícita, aunque los meses en los que el índice es mayor que el valor crítico, según la función indicador, no son los mismos que en el caso anterior, siendo el mes de Septiembre la fecha que marca el comienzo de las perturbaciones. Los meses a los que se les asigna un valor de crisis son: diciembre de 1989, septiembre y octubre de 1992, marzo de 1993 y enero y marzo de 1995. El paso a la banda del $\pm 15\%$, en agosto del 93 no se corresponde con un momento de presión especialmente relevante a este nivel de confianza ⁽²⁰⁾.

Figura 6



Con este índice es posible identificar las perturbaciones previas a cada devaluación con cierta antelación, lo que puede ser coherente con la posibilidad de que las devaluaciones fueran un acontecimiento previsto por los agentes y por tanto la adecuación de las turbulencias a los primeros modelos de crisis monetarias o *modelos de primera generación*. A demás, las fuertes perturbaciones que, al comienzo del periodo de pertenencia al Sistema sacudieron a la moneda española, aparecen en esta nueva medida, siendo equiparables a los cambios de paridad que se produjeron posteriormente. Incluso, parece razonable que la ampliación de las bandas de fluctuación no se recoja a niveles de confianza elevados del 95%, que la harían comparable con las presiones especulativas de las tres devaluaciones anteriores cuando, realmente, la ampliación no supuso un realineamiento sino

(20) La función indicador solamente señala este mes si se construye a niveles de confianza del 90 o del 85%.

el paso efectivo a bandas más amplias y a un sistema de cambios, en la práctica, cuasi-flexible.

Por otro lado, la devaluación de marzo del 95 es un valor de crisis, aunque la presión especulativa parece estar ubicada al inicio de 1995, o incluso, en diciembre de 1994, lo que demuestra la influencia que la crisis del Peso mexicano ejerció en este último reajuste de la Peseta.

CONCLUSIONES

Los principales resultados extraídos de este ejercicio, muestran en primer lugar la capacidad relativa de los Índices de Presión Especulativa contruidos para la Peseta española. Por una parte se demuestra la capacidad de este tipo de medida para recoger las turbulencias que afectaron a nuestra moneda en el tiempo de pertenencia a las bandas del Sistema, aunque existan diferencias relevantes entre los dos índices propuestos con diferentes ponderaciones.

Solamente la tormenta monetaria de otoño de 1992 y el nuevo periodo de crisis, al comienzo de 1995 se ilustran a través de las dos medidas y cualquier nivel de confianza escogido como valor crítico, T. Los momentos de turbulencias al comienzo del periodo muestral, después de la incorporación de la peseta, toman un valor unitario en la función indicador al utilizar la segunda medida. Con el primer índice las presiones derivadas de la incorporación a la disciplina de cambios del Sistema no parecen relevantes.

Además, las perturbaciones de la primera mitad de 1993, también son, relativamente menos importantes. Con el índice 1, sólo si el nivel de confianza es del 85% conseguimos que la función indicador tome un valor unitario en fechas cercanas a la devaluación de mayo, y con el segundo índice y al mismo nivel de confianza se consigue que el dato mensual de la ampliación de las bandas sea relevante. Por esta razón, se podría concluir que las turbulencias fueron más intensas en otoño de 1992, que en la primera mitad del 93.

Por otro lado, nos parece interesante el hecho de haber conseguido identificar algunos momentos de presión que no se saldaron con devaluaciones de la divisa española, como por ejemplo, el mes de diciembre de 1989. Esto parece demostrar que no todos los momentos de presión especulativa finalizaron con realineamientos de la moneda. Previsiblemente, los ajustes del mercado, en esos casos, se realizaron vía reservas o vía tipos de interés.

Sin embargo, a pesar de la evidente capacidad explicativa de las medidas de presión especulativa construidas, hemos de señalar ciertas divergencias entre ellas y la dificultad de conseguir un único indicador apropiado. Estas cuestiones pueden plantear ciertas dudas, no tanto respecto a su posible posterior aplicación empírica, sino respecto al umbral a considerar, para que los momentos de turbulencias especulativas sean reflejados de la forma más correcta posible.

BIBLIOGRAFÍA

- AGENOR, P.R.; J.S. BHANDARI, y R.P. FLOOD (1992), "Speculative Attacks and Models of Balance-of-Payments Crises" *Staff Papers*, International Monetary Fund, vol. 39, junio, pp. 357-94.
- BANCO DE ESPAÑA, Informe anual, 1995, p. 46.
- BLACKBURN, K. y M. SOLA. (1993), "Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises" *Journal of Economic Surveys*, 7, 119-144
- CAMPOS, M.I. y M.A. RODRÍGUEZ (2000), "¿Explica un Modelo de Elección Discreta las Crisis de la Peseta en el Periodo de Bandas?", *Mimeo*, Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Valladolid.
- 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.
- DURLAND J.M. y T.H. MC CURDY (1994), "Duration-Dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP Growth" *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 279-88.
- EICHENGREEN, B. y C. WYPLOSZ (1993), "The Unstable EMS" *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 51-143.
- EICHENGREEN, B.; A.K. ROSE, y C. WYPLOSZ (1994), "Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration With Special Reference to the European Monetary System" in M. Canzoneri, P. Masson, y V. Grilli (eds.), *The New Transatlantic Economy*, Cambridge University Press for CEPR, Cambridge.
- (1995), "Exchange Market Mayhem: The antecedents and aftermath of Speculative Attacks" *Economic Policy* 21, pp. 249-312
- (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, 299-308.
- FLOOD, R.P., y P.M. GARBER (1984), "Collapsing Exchange Rate regimes: Some Linear Examples" *Journal of International Economics* 17, 1-13.
- FLOOD, R.P. y N. MARION (1998), "Perspectives of The Recent Currency Crisis Literature" *NBER Working Paper* 6380.
- FRANKEL, J. y A. ROSE (1996), "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, 41: 351-366.
- GIRTON, L. y D. ROPER (1977), "A Monetary Model of Exchange Rate Pressure Applied to Postwar Canadian Experience", *American Economic Review* 76. 537-548.
- HAMILTON, J.D. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- JEANNE, O. (1997), "Are Currency Crises self-fulfilling? A test", *Journal of International Economics*, 43 263-286.
- JIMÉNEZ-RIDRUEJO, Z. (1986), "Teoría y Política Macroeconómicas Internacionales, AC.

- KAMINSKY, G.; S. LIZONDO y C.M. REINHART (1998), "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Staff Papers* 45, pp. 1-48.
- KAMINSKY, G. y C.M. REINHART (1996), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems", *International Finance Discussion Paper* 544, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System. Marzo.
- KRUGER, M.; P.N. OSAKWE y J. PAGE (1998), "Fundamentals, Contagion and Currency Crises: An Empirical Analysis", *Working Papers*, 98-10, International Department, Bank of Canada.
- MARTÍNEZ-PERIA, M.S. (1998), "A Regimen Switching Approach to the Study of Speculative Attacks: A focus on the EMS Crises". *Mimeo*, Department of Economics, University of California, Berkley.
- MEESE, R.A., y K. ROGOFF (1983), "Empirical Exchange Models of the Seventies: Do They Fit Out the Sample?" *Journal of International Economics* 14, 3-24
- MEESE, R.A. y A.K. ROSE (1996), "Exchange Rate Instability: Determinants and Predictability", *Mimeo*, Haas School of Business, University of California.
- MELICK W.R. (1996), "Estimation of Speculative Attack Models: Mexico Yet Again" *Bank of International Settlements Working Paper* 36.
- MORENO, R. (1995), "Macroeconomic Behaviour During Periods of Speculative Pressure or Realignment: Evidence from Pacific Basin Economies", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco 3, 3-16.
- PIARD, S. (1999), "New Empirical Evidence on The French Currency Crises", *Mimeo*, Departamento de Economía, London Guildhall University. U.K.
- SACH, J.; A. TORNELL, y A. VELASCO (1996), "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995", *Brooking Papers on Economic Activity*, 16: 147-215.
- WEYMARK, D.N. (1995), "Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada", *Journal of International Economics*, 39, 273-295 .
- (1998), "A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure", *Oxford Economic Papers*, 50, 106-121