

# EXPECTATIVAS DE DEVALUACION Y VARIABLES MACROECONOMICAS: EL CASO DE ESPAÑA

*Vicente Esteve García\**  
*Juan Sapena Bolufer\**  
*Cecilio R. Tamarit Escalona\**

En este trabajo se analiza, con datos para la economía española durante el período 1986-1997, la influencia de algunos determinantes macroeconómicos sobre las expectativas de depreciación de la peseta respecto al marco alemán, medidas a partir de la persistencia de un diferencial de intereses entre títulos denominados en ambas monedas. Para ello se estima una modelización VAR donde las variables se introducen en primeras diferencias, si es necesario, para evitar la estimación de regresiones espúreas o desequilibradas entre variables.

**Palabras clave:** *tipo de cambio, devaluación, expectativas, magnitudes macroeconómicas, España, 1986-1997.*

**Clasificación JEL:** *E43, E52, F31.*

## 1. Introducción

Durante las últimas décadas, diversos países de la UE o de su área de influencia han utilizado el tipo de cambio como ancla nominal, esto es, como referencia básica para dotar de credibilidad y disciplina a su política económica, tratando de evitar sesgos excesivamente inflacionistas derivados de la utilización de políticas económicas discrecionales en función de los requerimientos de cada situación. De este modo, desde el nacimiento del SME en 1979, los gobiernos de los países participantes han fijado sus tipos de cambio mediante su participación formal en el Mecanismo de Cambio e Intervención (MCI), mientras que otros países, como Austria,

Noruega, y Suecia, han anclado unilateralmente sus monedas en el sistema.

Una de las cuestiones centrales de la teoría monetaria internacional es responder si los sistemas de tipos de cambio fijos pero ajustables son contradictorios en sí mismos. Esta cuestión ha protagonizado el debate sobre el SME, especialmente desde que, tras la liberalización de los movimientos de capitales en la segunda mitad de los ochenta, la fuerte inestabilidad cambiaria de los primeros años noventa obligó a devaluar algunas monedas, o incluso provocó su salida del mecanismo.

En la literatura económica reciente abundan los trabajos que tratan de estimar alguna relación entre las expectativas de realineamiento y los fundamentos macroeconómicos. En Taylor (1995), se sintetizan las razones por las que puede ser relevante, desde un punto de vista teórico, la relación entre expectativas de devaluación y variables fundamentales.

La mayoría de los estudios econométricos especifican una formalización lineal de la relación entre las expectativas de devalua-

---

\* Universidad de Valencia.

Versión de marzo de 1999.

La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación del Programa de becas de Formación del Profesorado Universitario del Ministerio de Educación y Ciencia.

ción y algunas variables macroeconómicas. En general, las expectativas de devaluación se aproximan mediante el diferencial entre el tipo de interés doméstico y el tipo de interés en el extranjero. En algunos trabajos, las expectativas de devaluación se construyen utilizando el método de «corrección de la deriva» propuesto por Bertola y Svensson (1993), en el que el cambio esperado de la paridad central se estima por la diferencia entre el diferencial de intereses (en este caso, a corto plazo) y el movimiento esperado dentro de la banda de fluctuación. En gran parte de los trabajos sobre el SME se asume el cumplimiento de la visión hegemónica de este mecanismo, por lo que el diferencial de intereses relevante es el que se refiere al marco alemán. El conjunto de variables macroeconómicas empleadas se selecciona a partir de la teoría económica, incluyendo entre otras a la tasa de desempleo, los salarios, la inflación, el crecimiento de la oferta monetaria, o la competitividad.

En este trabajo se trata de estimar, para el caso español y con datos trimestrales del período 1986-1997, la relación entre las expectativas de devaluación medidas a partir del diferencial de intereses y un amplio conjunto de variables que tratan de representar los fundamentos de la economía. Al igual que en Knot y de Haan (1995), se emplea la metodología de vectores autorregresivos, que permite incorporar potenciales mecanismos de retroalimentación entre las diferentes variables y, en particular, del diferencial de intereses sobre los fundamentos económicos. Sin embargo, a diferencia de aquel trabajo, en lugar de utilizar diferenciaciones estacionarias de las variables implicadas, se investiga la existencia de relaciones de cointegración entre las mismas a través del procedimiento propuesto por Johansen, lo que permite estimar una modelización *Vector Error Correction Model* (VECM), como se hace en Coeuré y Magnier (1996) para el caso francés.

El trabajo se estructura del siguiente modo: en el apartado 2 se revisa la literatura relevante a la hora de construir la medida de las expectativas de realineamiento, así como para elegir el conjunto de variables representativas de los fundamentos de la economía. En el apartado 3, se realiza un breve panorama de anteriores trabajos para llevar a cabo la estimación del modelo propuesto en el apartado 4. Por último, en el apartado 5 se presentan las conclusiones más relevantes del trabajo.

## 2. Determinantes de las expectativas de realineamiento

### Las expectativas de realineamiento

Si se cumple la Paridad Descubierta de Intereses (PDI), en un mundo financieramente integrado los movimientos de capital deberían producir la igualación de las rentabilidades esperadas de los depósitos, al margen de la moneda en la que estén denominados, de modo que los diferenciales de interés indicarían que los participantes en el mercado anticipan la devaluación de la divisa del país con un mayor tipo de interés, a pesar del compromiso de fijación del tipo de cambio. Si se relajan las condiciones necesarias para el cumplimiento de la PDI, pueden obtenerse otras posibles explicaciones para la existencia de un diferencial de intereses, tanto por la imperfecta sustituibilidad entre activos denominados en las distintas monedas, porque se asocie algún tipo de «riesgo» (por volatilidad, iliquidez, o insolvencia) a los títulos denominados en alguna moneda, como por la presencia de limitaciones a la movilidad internacional de capitales, como ocurre con la introducción de controles de capital. Por último, también las diferencias internacionales en la imposición de los rendimientos del ahorro podrían jugar un importante papel en los diferenciales de interés entre algunos países, dado que lo que los inversores igualan es la rentabilidad después de impuestos.

En este trabajo, siguiendo a Knot y de Haan (1995), entre otros, se estimará un modelo econométrico en el que el diferencial de intereses España-Alemania recoge tanto la expectativa de variación del tipo de cambio peseta-marco, como la incertidumbre sobre estas variaciones. De este modo, como primera medida de las expectativas de devaluación suele emplearse el diferencial de intereses a 3 meses en el euromercado. Sin embargo, Svensson (1991) aduce que es necesario corregir esta medida eliminando la influencia de la expectativa de variación del tipo de cambio dentro de la banda de fluctuación permitida. En nuestro caso, en lugar de estimar una corrección sobre el diferencial de intereses a corto plazo, se ha optado por reestimar la modelización utilizando el diferencial de intereses a largo plazo, en el

que se supone que los movimientos esperados dentro de la banda de fluctuación deberían compensarse aproximadamente, como se argumenta en Masson (1995).

### **Determinantes macroeconómicos de las expectativas de realineamiento**

La teoría económica sobre *target zones* nos muestra que las variaciones en el tipo de cambio y los diferenciales de interés deberían estar ligados a los fundamentos macroeconómicos del país en cuestión. Sin embargo, los modelos macroeconómicos existentes no son concluyentes respecto a cuáles deben ser dichas variables. Por ejemplo, en los modelos de «cláusula de escape», como en Giovannini (1990) o, alternativamente, según el enfoque de Chen y Giovannini (1993), puede utilizarse cualquier variable que influya en la función de reacción del banco central o en el conjunto de información de los agentes participantes en el mercado. Por ello, al igual que en Knot, Sturm y de Haan (1997), utilizaremos una modelización ecléctica en la selección de los determinantes potenciales del diferencial de intereses.

Así, para seleccionar el conjunto de variables explicativas se considerará un amplio conjunto de modelos de ataques especulativos y de crisis de la balanza de pagos<sup>1</sup>. Según los modelos de «ataque especulativo» iniciados en Krugman (1979), el colapso del régimen estaría originado por una política fiscal expansiva financiada por el crédito doméstico, ante la cual las autoridades monetarias defenderían la paridad hasta agotar las reservas de divisas disponibles. Esta primera generación de modelos de «ataques especulativos» sugiere que, con anterioridad a la ruptura del compromiso, deberían observarse políticas fiscales y monetarias expansivas, acompañadas de una progresiva erosión de las reservas de divisas, apreciación real de la moneda, mayores salarios reales, costes laborales unitarios relativos crecientes, incertidumbre política y déficit por cuenta corriente.

En los modelos de «análisis coste-beneficio», como el desarrollado en Ozkan y Sutherland (1994) para explicar la crisis del SME, las autoridades tratan de conducir a sus economías a una situación de equilibrio tanto externo como interno, para lo que pueden elegir entre mantener el compromiso de tipo de cambio, o bien devaluar incumpliendo su política preanunciada, si los beneficios de hacerlo superan a los costes que de ello se derivan. Mientras que el modelo de Krugman se centraba en los determinantes del equilibrio externo, estos modelos suelen detenerse en los efectos sobre el equilibrio interno de las decisiones de política económica que involucran al tipo de cambio. En este contexto, las crisis cambiarias no vendrían necesariamente precedidas de políticas fiscales o monetarias expansivas, sino de tasas de desempleo crecientes, u otros acontecimientos relevantes para las autoridades económicas. Por ejemplo, en Drazen y Masson (1994), las expectativas de realineamiento reflejan el incentivo de las autoridades económicas para estimular el crecimiento económico y el empleo tras un período de políticas restrictivas.

Por último, un creciente número de trabajos permite la existencia de equilibrios múltiples debido a la naturaleza contingente del comportamiento de las autoridades económicas, lo que posibilita que un compromiso de tipo de cambio pueda ser atacado sin ningún problema aparente si los inversores anticipan racionalmente que, tras un ataque especulativo, las políticas monetaria y fiscal se volverán más expansivas, lo que sólo podría ser consistente con una depreciación del tipo de cambio. Pese a que los primeros modelos de equilibrios múltiples, iniciados en Flood y Garber (1984b) y Obstfeld (1986) utilizaban supuestos *ad hoc* para caracterizar la naturaleza contingente de las políticas, en Obstfeld (1994), y Bensaid y Jeanne (1994) se utilizan microfundamentos basados en la inconsistencia temporal descrita en Barro y Gordon (1983). En estos modelos un pequeño incremento en el desempleo podría provocar una crisis si los agentes económicos anticipan que su resolución puede requerir un cierto relajamiento de las políticas, de modo que la defensa del tipo de cambio obligaría a instrumentar políticas restrictivas, agravándose aún más el problema del desempleo.

<sup>1</sup> En JEANNE (1994) y en OBSTFELD (1994) se revisa la literatura sobre ataques especulativos.

A partir de los distintos enfoques analizados, es posible justificar la influencia de un amplio conjunto de variables fundamentales sobre las expectativas de devaluación de una divisa, tales como la tasa de inflación doméstica (o el diferencial de inflación frente a los principales socios comerciales), la competitividad vía precios de las exportaciones domésticas en relación a Alemania, el *ratio* de liquidez, el *stock* de reservas de divisas, el déficit público, el saldo de la balanza por cuenta corriente, o la tasa de desempleo. En ocasiones suele normalizarse alguna de estas variables por el PIB real, como se hará en este trabajo.

Más adelante, se tratará de encontrar relaciones de causalidad entre estas variables fundamentales y las expectativas de devaluación, utilizando como medida de dichas expectativas el diferencial de tipos de interés a largo plazo de España frente a Alemania. Para evitar la objeción de Svensson (1991), emplearemos como medida de las expectativas de devaluación el diferencial de rentabilidad de los títulos de deuda pública a largo plazo de ambos países.

### 3. Revisión de la literatura empírica previa

Existe una amplia literatura sobre los potenciales determinantes macroeconómicos de las expectativas de depreciación del tipo de cambio de una divisa y que, por tanto, afectarían al diferencial entre las tasas de interés de un país respecto a otros. En la mayoría de los trabajos empíricos suele estimarse una modelización lineal entre las expectativas de devaluación y un conjunto de variables macroeconómicas, extraídas de entre las sugeridas por los distintos modelos teóricos sobre expectativas de devaluación, tales como la tasa de desempleo, los salarios, la inflación, el crecimiento de la oferta monetaria o la competitividad en precios medida a partir del tipo de cambio efectivo real.

Sin embargo, gran parte de los trabajos presentan algunos inconvenientes en cuanto a la metodología empleada. En primer lugar, un número importante de ellos no considera las implicaciones de las propiedades estocásticas de las series involucradas, tales como su orden de integrabilidad, o si existe alguna

relación de cointegración entre las mismas lo que, en ocasiones, constituye un serio problema de carácter econométrico debido a que muchas de las variables explicativas utilizadas son no estacionarias, por lo que las colas (y por tanto los valores críticos) de la distribución verdadera de su estadístico *t* son considerablemente mayores que los de una distribución normal. Ello conduce, en ocasiones, a rechazar incorrectamente la hipótesis nula de no relación entre las variables macroeconómicas y las expectativas de realineamiento.

Una segunda limitación de anteriores trabajos residiría en la no inclusión de retardos, lo que imposibilitaría la introducción de mecanismos de retroalimentación entre las variables, y especialmente la no inclusión de la variable endógena retardada, que podría paliar la presencia de series explicativas omitidas.

Por último, la forma lineal de muchas de las modelizaciones empleadas impide la existencia de relaciones cambiantes entre las variables implicadas, y dificulta la inclusión de variables representativas de las ganancias en reputación y/o credibilidad derivadas del mantenimiento del compromiso durante un período de tiempo.

Así, por ejemplo, en Lindberg, Söderlind y Svensson (1991) se estima para la economía sueca una relación lineal entre las expectativas de devaluación (aproximadas a partir del diferencial de intereses a corto plazo con Alemania corregido a *la* Svensson) y una serie de variables macroeconómicas, para lo que utilizan mínimos cuadrados con errores estándar del tipo Newey-West (Newey y West, 1987). En una primera estimación, resultan significativas las influencias de la balanza por cuenta corriente, del tipo de cambio efectivo real y del volumen de reservas exteriores, mientras que otras variables, como la tasa de desempleo, la necesidad de financiación del sector público y la tasa de crecimiento de la oferta monetaria no ejercerían una influencia significativa en el diferencial de intereses. Sin embargo, al reestimar sucesivamente la regresión para submuestras de 36 meses, se observa una extraordinaria inestabilidad de los parámetros, lo que sería consistente con la idea de que las expectativas de los mercados cambiaban de unas a otras variables durante el período muestral.

También Caramazza (1993) halla evidencia favorable, en este caso para el franco francés y para el período 1987-1991, a la existencia de una relación lineal entre el diferencial de intereses a 3 meses Francia-Alemania, y variables tales como las necesidades de financiación del sector público, el tipo de cambio efectivo real, la posición del tipo de cambio dentro de la banda, y la tasa de desempleo.

De igual modo, Chen y Giovannini (1993) estiman una relación similar para analizar las expectativas de devaluación del franco francés y la lira italiana durante el período 1979-1992, en el contexto del mecanismo de cambios del SME. El conjunto de variables macroeconómicas utilizadas abarca desde el volumen de reservas exteriores hasta el saldo presupuestario del sector público, pasando por el saldo de la balanza comercial, el índice de precios al consumo y salarios, así como *dummies* para determinados períodos. Sus resultados para Italia únicamente permiten rechazar la hipótesis nula de no relación para la variable producción, mientras en el caso francés se obtienen resultados favorables para el *stock* de reservas extranjeras y la variable liquidez, mientras la evidencia para la variable salarial es algo más débil. En este trabajo se introduce, además, la posibilidad de que el mantenimiento del compromiso cambiario comporte un efecto favorable sobre las expectativas de los agentes (efecto reputación), que aproximan mediante la inclusión de una variable creciente con el número de períodos transcurridos desde la última devaluación. Sin embargo, no se analizan las propiedades estocásticas de esta variable, u otras de las utilizadas en el estudio.

Nuevamente, en Thomas (1994) se estima una relación lineal entre las expectativas de realineamiento (medidas a partir del diferencial de intereses corregido *à la* Svensson) del franco francés y la lira italiana durante el período 1981-1992, y un amplio conjunto de variables macroeconómicas. Sus resultados no son concluyentes, y tampoco consideran las propiedades estocásticas de las variables implicadas. En este trabajo se contrasta y rechaza la hipótesis de igualdad de los parámetros de ambos países mediante metodología SURE.

Holden y Vikøren (1996) estiman por el Metodo Generalizado de Momentos, y con datos mensuales para los países nórdicos, la relación entre el diferencial de intereses a un mes respecto a una cesta de monedas, y variables como la tasa de desempleo, el tipo de cambio real, el diferencial de inflación, el saldo de la balanza comercial, las reservas exteriores y la posición del tipo de cambio dentro de la banda de fluctuación, así como una variable *proxy* de credibilidad. Sus resultados son favorables para el tipo de cambio real (para Finlandia, Noruega y Suecia) y el saldo de la balanza comercial (únicamente para Suecia). Dado que los contrastes de estacionariedad de algunas de estas variables no son concluyentes, los autores advierten de la precaución con la que hay que tomar sus resultados.

En Rose y Svensson (1994) se utilizan datos de panel (y, posteriormente, metodología VAR) para seis países europeos durante el período 1979-1992, incluyendo variables explicativas tales como la cantidad de dinero, la producción, la inflación, la competitividad, las reservas y el saldo de la balanza comercial, concluyendo que ninguna de estas variables, a excepción del diferencial de inflación, parece tener alguna influencia sobre las expectativas de realineamiento. En este trabajo, se limitan a advertir de la precaución con la que hay que tomar los resultados debido a la no estacionariedad de los datos que utilizan. En Rose y Svensson (1995) se incluyen, además, algunos determinantes políticos, tales como las incertidumbres políticas asociadas al referéndum danés.

En Knot y de Haan (1995), Knot, Sturm y de Haan (1997) y Knot (1998) se propone una aproximación basada en la utilización de la metodología VAR para estimar las relaciones entre variables estacionarias, por lo que las series son tomadas en primeras diferencias si sus características estocásticas así lo requieren. En nuestra aproximación al caso español se sigue una modelización VAR igualmente ecléctica; sin embargo, en lugar de diferenciar aquellas variables no estacionarias a la luz de los contrastes de raíz unitaria, se analiza la significatividad de relaciones de cointegración entre las variables del modelo, de modo que tenga sentido utilizar una modelización VECM, en la que las variables aparecen tanto en niveles como en diferencias, como se hace en Coeuré y Magnier (1996).

GRAFICO 1

**DIFERENCIAL DE INTERESES A CORTO/LARGO PLAZO ESPAÑA-ALEMANIA, 1986-1997**

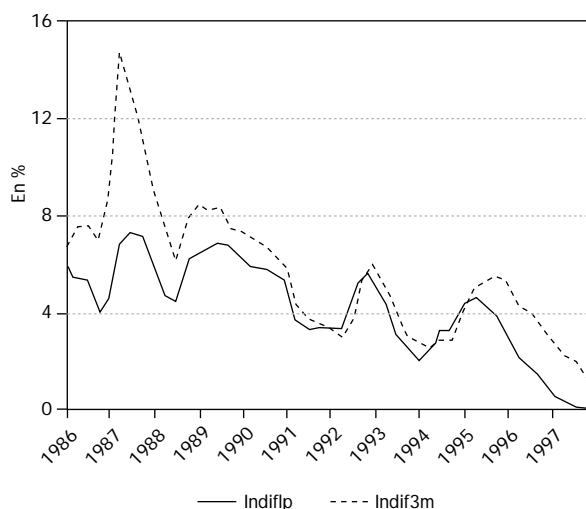
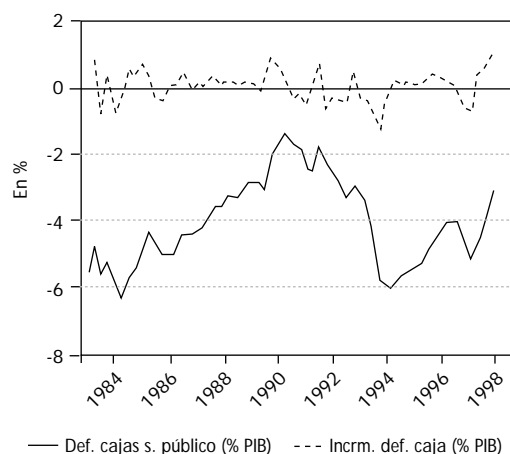


GRAFICO 2

**DEFICIT DE CAJA INTERANUAL DEL SECTOR PUBLICO ESPAÑOL, 1983-1998  
(En % del PIB)**



**4. Aplicación empírica y resultados para la economía española**

En este apartado se lleva a cabo un análisis empírico para la economía española, tratando de encontrar evidencia favorable a la influencia de algunas de las variables macroeconómicas que los distintos modelos teóricos proponen, sobre las expectativas de devaluación de la peseta respecto al marco alemán, medidas a partir del diferencial de la tasa de interés entre España y Alemania. La influencia de la persistencia de algún desequilibrio macroeconómico en el diferencial de intereses permitiría identificar alguno de los determinantes de las crisis especulativas de la peseta, como las vividas durante los años 1992 y 1993.

Con objeto de captar los mecanismos de retroalimentación entre variables, se estimará una modelización de Vectores Autorregresivos. El modelo propuesto se estimará utilizando el diferencial de intereses a largo plazo España- Alemania como medida de las expectativas de devaluación, puesto que suele

objetarse que el diferencial de intereses a corto plazo incluye tanto las expectativas de realineamiento percibidas por el mercado, como las expectativas de variación del tipo de cambio dentro de la banda de fluctuación permitida, mientras que en el diferencial a largo se anularía la influencia de este segundo componente.

Además, con objeto de evitar la estimación de una regresión espúrea debido a la inclusión de variables no estacionarias, se realizarán contrastes de raíz unitaria de las variables implicadas en el modelo, con objeto de justificar su correcta inclusión en la modelización VAR.

**Contrastes del orden de integrabilidad de las variables implicadas**

El período de estudio se extiende desde el primer trimestre de 1986, fecha de entrada de España en la CE hasta el último trimestre de 1997. Las series han sido obtenidas, y en su caso construidas, a partir de las Cuentas Financieras de la Economía

GRAFICO 3

**SALDO INTERANUAL POR CUENTA CORRIENTE EN ESPAÑA, 1983-1998**  
(En % del PIB)

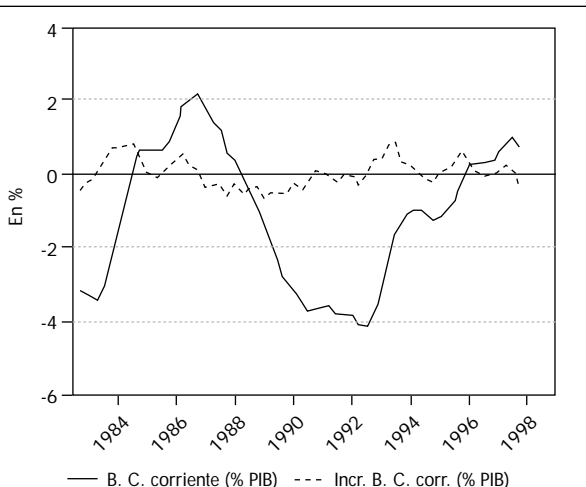
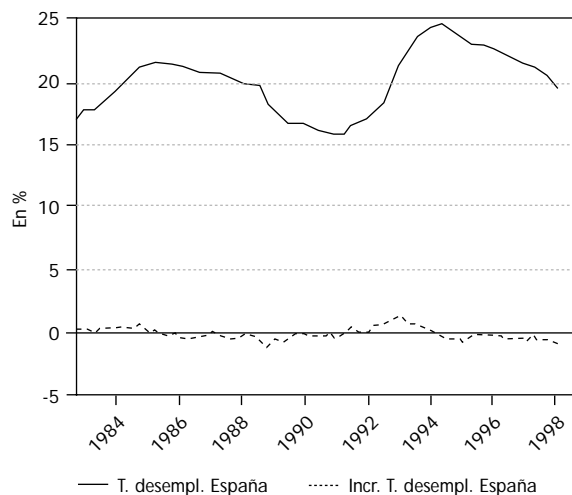


GRAFICO 4

**TASA DE DESEMPLEO EN ESPAÑA, 1983-1997**



Española que elabora el Banco de España y de las series recopiladas por la Dirección General de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda. En los Gráficos 1 a 6 se ofrece la evolución temporal de estas variables.

En el Gráfico 1 se presenta la evolución del diferencial de intereses a 3 meses entre la peseta y el marco alemán en el euromercado (diferencial a corto plazo), así como el diferencial entre el rendimiento interno de la deuda pública anotada española a más de dos años y el de las obligaciones del sector público alemán (diferencial a largo plazo).

En los Gráficos 2 a 6 se ofrece la evolución de las variables macroeconómicas elegidas para su inclusión en el VECM: la evolución del déficit de caja del Estado y del saldo por cuenta corriente, interanuales y normalizadas por el PIB, la evolución del desempleo en España, el índice de tipo de cambio real peseta/marco, medido por los IPC y las reservas centrales de divisas en porcentaje del PIB.

Como puede observarse en una primera inspección visual de los datos, es probable que la ecuación a estimar sea una ecuación desequilibrada (véase al respecto, Granger, 1990) y que, por tanto,

la variable dependiente no tenga el mismo orden de integración que sus variables explicativas. El problema radica en que las variables no estacionarias no pueden explicar el comportamiento de una variable estacionaria (a no ser que formen un conjunto cointegrado, y una combinación lineal de las variables no estacionarias sí sea estacionaria), por lo que en primer lugar se realizarán contrastes sobre el orden de integrabilidad de las variables implicadas.

Para comprobar el orden de integrabilidad de las variables se emplea una combinación de contrastes de estacionariedad, utilizando tanto el contraste de Dickey y Fuller aumentado (ADF), como el contraste de Phillips y Perron (1988) (en adelante P-P), que corrige de manera no paramétrica a los primeros, y cuya hipótesis nula es que la variable contiene una raíz unitaria. Los resultados de estos contrastes para las variables analizadas se presentan en el Cuadro 1.

Combinando los resultados de ambos tipos de contrastes se pueden extraer las siguientes conclusiones. En primer lugar, se puede rechazar que alguna de las variables tenga una doble raíz unitaria. En segundo lugar, puede afirmarse que las variables



GRAFICO 5

TIPO DE CAMBIO REAL PESETA-MARCO MEDIDO POR EL IPC

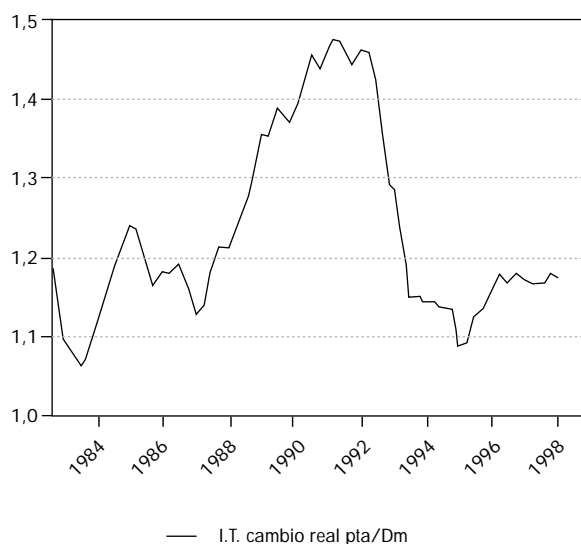
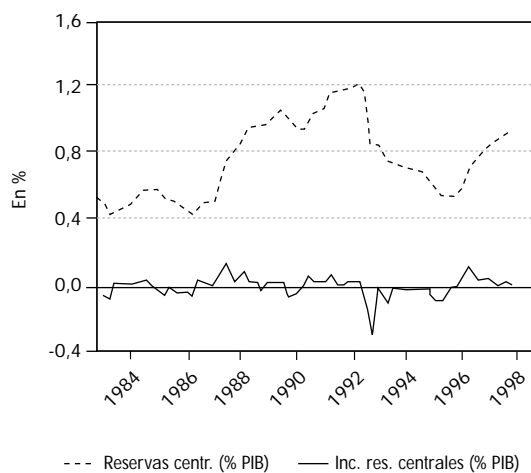


GRAFICO 6

RESERVAS CENTRALES ESPAÑA-B. PAGOS (En % del PIB)



déficit público ( $dpu12pi_t$ ), balanza por cuenta corriente ( $bcc12pi_t$ ), volumen de reservas centrales ( $rescpi_t$ ), diferencial de inflación España/Alemania ( $infladif_t$ ), tasa de desempleo ( $tdes_t$ ), y logaritmo del tipo de cambio nominal peseta/marco ( $logtc_t$ ) son variables I(1), puesto que no puede rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria para ambos tipos de contrastes.

Por lo que se refiere a los diferenciales de intereses, los contrastes de estacionariedad Phillips-Perron y ADF no son concluyentes, y sus resultados son contradictorios, tanto en el caso del diferencial de intereses a corto plazo ( $indif3m_t$ ), como el diferencial a largo plazo ( $indiflp_t$ ).

Por tanto, los resultados de los contrastes de estacionariedad anteriores justificarían la inclusión de la totalidad de las variables analizadas en el VECM como I(1).

### Estimación del VECM

Una de las alternativas a la hora de investigar la relación entre un grupo de variables es la construcción de un modelo

de Vectores Autoregresivos (VAR). En Sims (1980, 1982) se propone este tipo de modelos que consideran la potencial endogeneidad de todas las variables explicativas, evitando la imposición de restricciones inadecuadas en las relaciones entre todas las variables del modelo, de modo que una vez estimado, pueden establecerse y contrastarse hipótesis con sentido económico.

La formulación general de un modelo de Vectores Autoregresivos puede representarse por el siguiente sistema en forma compacta:

$$z_t = c + \Delta(L) z_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde  $c$  es un vector de constantes de dimensión  $4 \times 1$ , y  $\varepsilon_t$  es un vector de perturbaciones ruido blanco de dimensiones igualmente  $4 \times 1$ .

De este modo, la ecuación a estimar está compuesta, por una parte, de la medida utilizada para aproximar las expectativas de realineamiento, y por otra, del conjunto de variables macroeconómicas candidatas a influir en el mismo:



**CUADRO 1**

**TEST DE RAICES UNITARIAS ESTANDAR,  
1983-1997  
(Número de observaciones ajustado  
al tamaño muestral)**

| Variable                  | Test Phillips-Perron <sup>b</sup> (I=1) |                     |                      | Test ADF (I=1) |                 |                  |
|---------------------------|---|---------------------|----------------------|----------------|-----------------|------------------|
|                           | Z(t <sub>α</sub> )                      | Z(t <sub>α'</sub> ) | Z(t <sub>α''</sub> ) | t <sub>α</sub> | t <sub>α'</sub> | t <sub>α''</sub> |
| $\Delta indif3m_t$ .....  | -5,11***                                | -5,12***            | -5,17***             | -4,29***       | -4,28***        | -4,29***         |
| $\Delta indifp_t$ .....   | -5,83***                                | -5,88***            | -5,81***             | -5,59***       | -5,62***        | -5,49***         |
| $\Delta bcc12pi_t$ .....  | -3,20*                                  | -3,23**             | -3,23***             | -2,84          | -2,87*          | -2,88***         |
| $\Delta dpu12pi_t$ .....  | -5,71***                                | -5,80***            | -5,84***             | -4,05**        | -4,09***        | -4,09***         |
| $\Delta infladif_t$ ..... | -7,78***                                | -7,84***            | -7,73***             | -5,55***       | -5,60***        | -5,45***         |
| $\Delta tdes_t$ .....     | -2,76                                   | -2,63**             | -2,71***             | -1,89          | -1,80           | -1,91*           |
| $\Delta logtc_t$ .....    | -5,00***                                | -5,00***            | -4,73***             | -4,60***       | -4,59***        | -4,28***         |
| $indif3m_t$ .....         | -3,67**                                 | -1,76               | -1,18                | -4,51***       | -1,94           | -1,20            |
| $indifp_t$ .....          | -3,09                                   | -0,96               | -1,45                | -3,99**        | -1,41           | -1,48            |
| $bcc12pi_t$ .....         | -1,62                                   | -1,63               | -1,67*               | -2,16          | -2,18           | -1,99**          |
| $dpu12pi_t$ .....         | -1,74                                   | -1,77               | -1,09                | -1,71          | -1,68           | -0,85            |
| $infladif_t$ .....        | -2,69                                   | -1,36               | -1,74*               | -2,48          | -1,28           | 1,74*            |
| $tdes_t$ .....            | -1,88                                   | -2,04               | 0,05                 | -0,80          | -3,01**         | -2,99            |
| $logtc_t$ .....           | -2,36                                   | -1,81               | 1,95                 | -2,54          | -1,64           | 1,39             |

NOTAS: a) Los signos \*, \*\* y \*\*\* representan un nivel de significatividad del 10 por 100, 5 por 100 y 1 por 100, respectivamente.

b) Los test de Phillips y Perron se han calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Newey y West (1987). El retardo utilizado  $l = INT [(T/100)^{0.75}]$  es el propuesto por Schwert (1989), en nuestro caso 1. Los valores críticos están tomados de Fuller (1976), tabla 8.5.2.

$$z_t \equiv [indifp_t; tdes_t; bcc12pi_t; dpu12pi_t; infladif_t; logtc_t] \quad [2]$$

Los contrastes ofrecidos en el apartado anterior no permitían rechazar la hipótesis de no estacionariedad de las variables implicadas en el VAR, por lo que la estimación del modelo en su formulación habitual podría conducir a conclusiones erróneas. Esto ha conducido a que en algunos trabajos se opte por la inclusión de las variables implicadas en primeras diferencias. Por el contrario, en la aproximación VECM que utilizaremos en nuestra aplicación empírica, se considera la posibilidad de que existan relaciones de cointegración entre las variables, por lo que al estimar el VAR en primeras diferencias se estaría perdiendo la información contenida en las variables en niveles. De modo que el modelo a estimar sería el siguiente:

$$\Delta z_t = \delta \cdot w_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad [3]$$

**CUADRO 2**

**CONTRASTE DEL RANGO DE COINTEGRACION  
DE JOHANSEN, 1991  
(1986: 1-1997:4)**

| $y_t = (indifp_t, tdes_t, bcc12pi_t, dpu12pi_t, infladif_t, logtc_t)$ |           |         |               |               |
|---|-----------|---------|---------------|---------------|
| N.º Max. Ec   | V. propio | LR      | V. Crítico 5% | V. Crítico 1% |
| Ninguna** ..  | 0,813     | 255,914 | 94,15         | 103,18        |
| 1** .....   | 0,723     | 175,407 | 68,52         | 76,07         |
| 2** .....   | 0,685     | 113,806 | 47,21         | 54,46         |
| 3** .....   | 0,565     | 58,332  | 29,68         | 35,65         |
| 4* .....  | 0,318     | 18,396  | 15,41         | 20,04         |
| 5 .....   | 0,001     | 0,039   | 3,76          | 6,65          |

NOTA: Los signos \* y \*\* representan un nivel de significatividad del 5 por 100 y 1 por 100, respectivamente.

Siendo  $w = \alpha' x_t$  y donde  $\alpha$  representa a los vectores de integración entre las variables.

Para la construcción de nuestro modelo VECM se ha procedido a contrastar la existencia y el número de relaciones de cointegración entre las variables, para lo que se ha aplicado el contraste descrito en Johansen (1991), cuyos resultados nos indican que es posible rechazar la existencia de al menos cuatro relaciones de cointegración, pero no de cinco con un nivel de significatividad del 5 por 100. Por ello se han incluido cinco relaciones de cointegración en la estimación del VECM, cuyos resultados se ofrecen en el Cuadro 2.

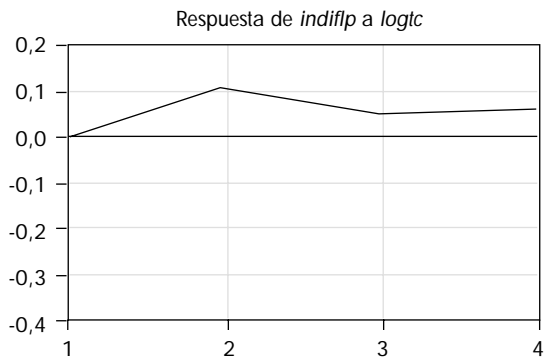
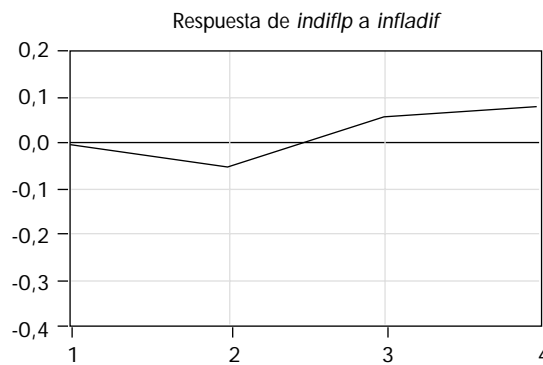
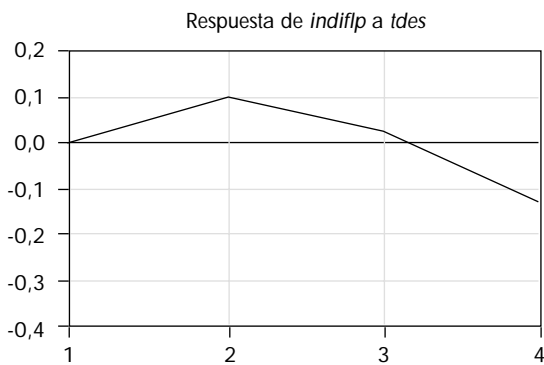
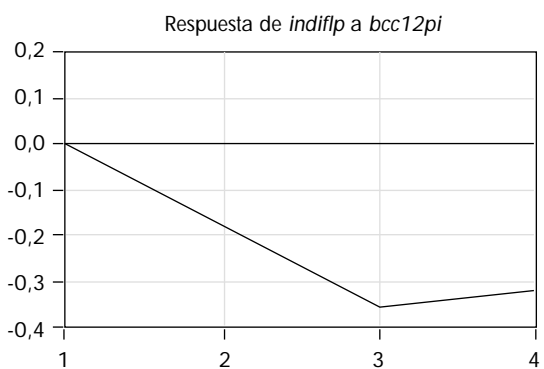
Una vez contrastado el número de relaciones de cointegración, se ha procedido a estimar el VECM con datos trimestrales para el período 1986-1997, en el que se ha incluido cuatro retardos de acuerdo con el estadístico AIC. En el Gráfico 7 se muestran las funciones impulso-respuesta con los efectos de innovaciones estándar de las variables  $bcc12pi_t$ ,  $dpu12pi_t$ ,  $tdes_t$ ,  $infladif_t$  y  $logtc_t$  sobre  $indifp_t$ .

De este modo, los resultados de las funciones de impulso respuesta ofrecen evidencia favorable a la influencia del saldo de la balanza por cuenta corriente y el déficit público español sobre las expectativas de variación del tipo de cambio de la peseta. Estos resultados son coherentes con otros trabajos anteriores realizados para otros países europeos, en muchos de los cuales

GRAFICO 7

**FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA: RESPUESTA DE *indifl<sub>t</sub>* A INNOVACIONES ESTANDAR EN EL RESTO DE VARIABLES**

Respuesta a una innovación estándar



únicamente la variable balanza por cuenta corriente aparece como significativa. La influencia de las otras variables, si bien es significativa en el corto plazo, se diluye al cabo de los cuatro trimestres que abarca la función de impulso-respuesta construida.

No obstante, no se ha analizado la sensibilidad de estos resultados a la variación del tamaño muestral, como se sugiere en Lindberg, Svensson, y Söderlind (1991), quienes apuntan que es posible que el cambio en las expectativas de los agentes económicos atienda a diferentes variables en diferentes periodos, y que los determinantes de las expectativas de realineamiento vayan cambiando a lo largo del tiempo. Por último, tampoco se ha incluido ninguna variable representativa de la absorción de reputación antiinflacionaria derivada del mantenimiento de la moneda en el mecanismo de cambios del SME. La conclusión que puede extraerse es que el modo en el que se ha planteado la inclusión de esta variable en otros trabajos presenta problemas más o menos graves, y pensamos que la estimación de la misma en una modelización como la planteada en este trabajo resultaría muy complicada, por lo que debería afinarse mucho más en su formalización, en la línea de los trabajos de Masson (1995) o Esteve, Sapena y Tamarit (1998).

## 5. Conclusiones

En este trabajo se analiza la evolución de las expectativas de devaluación de la peseta respecto al marco alemán durante el período 1986-1997. Tras identificar un amplio abanico de variables sugeridas por las diferentes generaciones de modelos de la literatura teórica sobre crisis especulativas, se ha procedido a estimar, con datos trimestrales, una modelización ecléctica, incluyendo tanto el diferencial de intereses respecto a Alemania, como un amplio conjunto de variables macroeconómicas sugeridas por la literatura teórica como potenciales determinantes de las expectativas de realineamiento.

Tras realizar diferentes contrastes sobre el orden de integridad de las variables, no ha podido descartarse la no estacionariedad de ninguna de ellas, por lo que se ha optado por la estimación de una modelización VECM, en la que aparecen

tanto las variables en primeras diferencias, como las posibles relaciones de cointegración entre las mismas, que han resultado ser cinco.

Los resultados obtenidos sugieren que las expectativas de devaluación de la peseta frente al marco alemán (medidas por el diferencial de intereses a largo plazo) estarían influenciadas principalmente por el saldo de la balanza por cuenta corriente y el déficit público interanual (ambas variables tomadas en porcentaje del PIB) y además, sus efectos, con el signo previsto, se mantendrían durante los cuatro trimestres considerados en las funciones de impulso-respuesta estimadas. La influencia del resto de las variables (inflación diferencial, tasa de desempleo y logaritmo del tipo de cambio) se diluiría al cabo de uno o dos trimestres, por lo que a medio plazo sólo operarían a través de sus efectos sobre las dos primeras variables. Estos resultados son coherentes con la mayoría de los trabajos anteriores realizados para otros países, en los que la variable déficit por cuenta corriente aparece como significativa en una gran parte de los mismos y, en particular, con Knot y de Haan (1995), que estiman un VAR en primeras diferencias para Austria, Bélgica y Holanda.

Sin embargo, estos resultados, que suponen una primera aproximación a los determinantes de las expectativas de realineamiento de la peseta, presentan serias limitaciones, entre otros motivos porque no permiten la estimación de un efecto credibilidad asociado al mantenimiento de la peseta en el SME. Además, no se ha analizado la sensibilidad de estos resultados a la variación del tamaño muestral, como se sugiere en Lindberg, Svensson, y Söderlind (1991), quienes apuntan que es posible que el cambio en las expectativas de los agentes económicos atiendan a diferentes variables en diferentes periodos, y que los determinantes de las expectativas de realineamiento vayan cambiando a lo largo del tiempo. Por último, tampoco se ha incluido ninguna variable representativa de la absorción de reputación antiinflacionaria derivada del mantenimiento de la moneda en el mecanismo de cambios del SME, que resultaría muy complicado en una modelización como la planteada en este trabajo.

## Referencias bibliográficas

- [1] BARRO, R. y GORDON, D. (1983): «Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy», *Journal of Monetary Economics*, número 12, páginas 101-121.
- [2] BENSALD, B. y JEANNE, O. (1994): *The Instability of Monetary Policy Rules*, Universidad de París, mimeo.
- [3] BERNHARDSEN, T. (1996): «Devaluation Expectations and Macroeconomic Variables: A Critical Evaluation of the Literature», *Norges Bank Working Paper*, número 1996/5, Norges Bank.
- [4] BERTOLA, G. y SVENSSON, L. E. O. (1991): «Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target-Zone Models», *NBER Working Paper*, número 3576, National Bureau of Economic Research.
- [5] CARAMAZZA, F. (1993): «French-German Interest Rate Differentials and Time-Varying Realignment Risk», *IMF Staff Papers*, número 40, páginas 567-583.
- [6] CHEN, Z. y GIOVANNINI, A. (1993): «The Determinants of Realignments under the EMS: Some Empirical Regularities», *NBER Working Paper*, número 4291.
- [7] DRAZEN, A. y MASSON, P. R. (1994): «Credibility of Policies versus Credibility of Policymakers», *Quarterly Journal of Economics*, número 109, páginas 735-754.
- [8] ESTEVE, V.; SAPENA, J. y TAMARIT, C. R. (1998): «Credibilidad y reputación antiinflacionaria: La peseta en el SME», *Revista de Análisis Económico*, Ilades-Georgetown University, aceptado y pendiente de publicación.
- [9] FLOOD, R. P. y GARBER, P. (1984a): «Collapsing Exchange-rate Regimes: Some Linear Examples», *Journal of International Economics*, número 17, páginas 1-13.
- [10] FLOOD, R. P. y GARBER, P. (1984b): «Gold Monetization and Gold Discipline», *Journal of Political Economy*, número 92, páginas 90-107.
- [11] FULLER, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, Nueva York.
- [12] GIOVANNINI, A. (1990): «European Monetary Reform: Progress and Prospects», *Brookings Papers on Economic Activity*, número 2, páginas 217-274.
- [13] GRANGER, C. W. J. (1990): *Modelling Economic Time Series*, Oxford University Press.
- [14] HOLDEN, S. y VIKØREN, B. (1996): «The Credibility of a Fixed Exchange Rate: How Reputation is Gained or Lost», *Scandinavian Journal of Economics*, número 98, páginas 485-502.
- [15] JEANNE, O. (1994): «Models of Currency Crises: A Tentative Synthesis with Special Reference to the 1992-3 EMS Crises», ENPC-CERAS, mimeo.
- [16] JOHANSEN, S. (1991): «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica*, número 59, páginas 1551-1581.
- [17] KNOT, K. (1996): *Fiscal Policy and Interest Rates in the European Union*, Edward Elgar.
- [18] KNOT, K. (1998): «The Fundamental Determinants of Interest Rate Differentials in the ERM», *Applied Economics*, número 30, páginas 165-76.
- [19] KNOT, K. y DE HAAN, J. (1995): «Interest Rate Differentials and Exchange Rate Policies in Austria, The Netherlands, and Belgium», *Journal of Banking and Finance*, número 19, páginas 363-86.
- [20] KNOT, K., STURM, J. y DE HAAN, J. (1997): «The Credibility of the European Exchange Rate Mechanism», *Oxford Economic Papers*, de próxima publicación.
- [21] KRUGMAN, P. R. (1979): «A Model of Balance of Payments Crises», *Journal of Money, Credit and Banking*, número 11, páginas 311-325.
- [22] LINDBERG, J. H.; SVENSSON, L. E. O. y SÖDERLIND, P. (1991): «Devaluation Expectations: the Swedish Krona 1982-1991», *NBER Working Paper*, número 3918.
- [23] MASSON, P. R. (1995): «Gaining and Losing ERM Credibility: The Case of the United Kingdom», *Economic Journal*, número 105, páginas 571-582.
- [24] NEWEY, W. K. y WEST, K. D. (1987): «A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix», *Econometrica*, número 55, páginas 703-708.
- [25] OBSTFELD, M. (1986): «Rational and Self-fulfilling Balance-of-payments Crises», *American Economic Review*, número 76, páginas 72-81.
- [26] OBSTFELD, M. (1994): «The Logic of Currency Crises», *NBER Working Paper*, número 4640.
- [27] OZKAN, F. G. y SUTHERLAND, A. (1994): «A Model of the ERM Crisis», *CEPR Discussion Paper*, número 879.
- [28] PHILLIPS, P. B. C. y PERRON, P. (1988): «Testing for Unit Roots in Time Series Regression», *Biometrika*, número 75, páginas 335-346.
- [29] ROSE, A. K. y SVENSSON, L. E. (1994): «European Exchange Credibility before the Fall», *European Economic Review*, número 38, páginas 1185-1223.
- [30] ROSE, A. K. y SVENSSON, L. E. (1995): «Macroeconomic and Political Determinants of Realignment Expectations: Some European Evidence», en EICHENGREEN, B.; FRIEDEN, J. y VON HAGEN, J. (eds.): *Monetary and Fiscal Policy in an Integrated Europe*, primavera.
- [31] SCHWERT, G. W. (1989): «Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation», *Journal of Business and Economic Statistics*, número 7, páginas 147-159.

[32] SIMS, C. A. (1980): «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, número 48, páginas 1-48.

[33] SIMS, C. A. (1982): «Policy Analysis with Econometric Models», *Brookings Papers on Economic Activity*, páginas 107-152.

[34] SÖDERSTRÖM, U. y STENFORS, A. (1995): «Explaining Devaluation Expectations in the EMS», *Finnish Economic Papers*, número 8, páginas 63-81.

[35] SVENSSON, L. E. O. (1991): «The Simplest Test of Target Zone Credibility», *IMF Staff Papers*, número 38, páginas 655-665.

[36] SVENSSON, L. E. O. (1993): «Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the ERM, 1979-1992», *European Economic Review*, número 37, páginas 763-802.

[37] TAYLOR, M. P. (1995): «The Economics of Exchange Rates», *Journal of Economic Literature*, volumen XXXIII, páginas 13-47.

[38] THOMAS, A. H. (1994): «Expected Devaluation and Economic Fundamentals», *IMF Staff Papers*, número 41, páginas 262-285.

## ANEXO

### Fuentes y datos

En este trabajo se han utilizado datos trimestrales de la economía española para el período 1986-1997. Las series han sido obtenidas, y en su caso, construidas, a partir de las Cuentas Financieras de la Economía Española que elabora el Banco de España y de las series recopiladas por la Dirección General de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda, y las extranjeras de la base de datos *Main Economic Indicators* de la OCDE. En el Cuadro A1 aparece la definición de las variables utilizadas.

CUADRO A1

### VARIABLES UTILIZADAS

| Variable                           | Definición   |
|------------------------------------|--|
| <i>i3meupta<sub>t</sub></i> .....  | Tipo de interés (%) a 3 meses de la peseta en el Euromercado, media trimestral a partir de la media mensual de datos diarios (Dirección general de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda).                 |
| <i>i3meudm<sub>t</sub></i> .....   | Tipo de interés (%) a 3 meses del marco alemán en el Euromercado, media trimestral a partir de la media mensual de datos diarios (Dirección general de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda).             |
| <i>indif3m<sub>t</sub></i> .....   | Obtenida como diferencia de las dos anteriores.  |
| <i>ilpal<sub>t</sub></i> .....     | Rendimiento interno (%) de las obligaciones del Sector Público alemán, media trimestral a partir de la media mensual de datos diarios (Dirección general de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda).        |
| <i>ilpesp<sub>t</sub></i> .....    | Rendimiento interno (%) de la deuda pública anotada española a más de 2 años, media trimestral a partir de la media mensual de datos diarios (Dirección general de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda). |
| <i>dpcoc12pi<sub>t</sub></i> ..... | Déficit de Caja del Estado. Serie trimestral obtenida como sumatorio del déficit de caja correspondiente al trimestre y los 3 trimestres anteriores, y normalizada por el PIB.   |
| <i>bcc12pi<sub>t</sub></i> .....   | Saldo por Cuenta Corriente. Serie trimestral obtenida como sumatorio del saldo por cuenta corriente correspondiente al trimestre y los 3 trimestres anteriores, y normalizada por el PIB.  |
| <i>ipcal</i> .....                 | Índice de Precios al Consumo alemán, 1990=100.   |
| <i>ipcesp</i> .....                | Índice de Precios al Consumo español, 1986=100.  |
| <i>logtc<sub>t</sub></i> .....     | Logaritmo del tipo de cambio al contado entre la peseta y el marco alemán, media de datos diarios.   |
| <i>tdes</i> .....                  | Tasa de desempleo en España, serie trimestral desestacionalizada (EPA).  |