

# Las reglas de política monetaria en la actuación del Banco de España: 1978-1998<sup>1</sup>

Carmen Díaz Roldán<sup>2</sup>  
Universidad Pública de Navarra

Alberto Montero Soler<sup>3</sup>  
Universidad de Málaga

Abril 2001

<sup>1</sup>Agradecemos los comentarios y sugerencias de Oscar Bajo y Jorge V. Pérez. Carmen Díaz agradece además la financiación recibida del Ministerio de Educación y Cultura, a través del Proyecto PB98-0546-C02-01. Cualquier error es de nuestra responsabilidad.

<sup>2</sup>Departamento de Economía. [carmen.diaz@unavarra.es](mailto:carmen.diaz@unavarra.es)

<sup>3</sup>Departamento de Economía Política. [amontero@uma.es](mailto:amontero@uma.es)

## **Abstract**

The specification of the central banks' reaction function along the way proposed by Taylor (1993) allows us to know to what extent monetary policy is sensitive to the basic objectives of economic policy, such as the deviation of the inflation rate from a given target, and that of real output from its potential level. In this paper we try to evaluate whether the monetary policy performed by the Bank of Spain during the period 1978-1998, could be described by a Taylor-type rule taking into account the open economies' conditioning factors.

Key words: Taylor rule, monetary policy, inflation.

JEL Classification: E52, E58

## **Resumen**

La especificación de la función de reacción del banco central en los términos propuestos por Taylor (1993), permite conocer en qué medida la política monetaria diseñada e instrumentada es sensible a dos objetivos básicos de toda política económica, como son las desviaciones de la tasa de inflación respecto de su valor deseado y las desviaciones del nivel de producción real de su tendencia a largo plazo. En este trabajo intentamos evaluar si la elaboración de la política monetaria por parte del Banco de España durante el periodo 1978-1998, se ajustó a los postulados de la regla de Taylor o a alguna derivación de la misma, teniendo en cuenta los condicionantes de la economía abierta.

Palabras clave: Regla de Taylor, política monetaria, inflación.

Clasificación JEL: E52, E58

# 1 Introducción

El análisis de la política monetaria instrumentada por los bancos centrales ha sido abordado en los últimos años desde una perspectiva que trata de sintetizar la gestión monetaria de estas instituciones en el marco de una serie de “reglas de política monetaria”. Entre esas reglas ha adquirido especial protagonismo, tanto entre la comunidad académica como entre los propios responsables de los bancos centrales y restantes decisores políticos, la propuesta por Taylor (1993).

La regla de Taylor postula, como alternativa a aquellas centradas en el control de la tasa de crecimiento de algún agregado monetario, una gestión de la política monetaria basada en la determinación de un tipo de interés nominal que sea compatible con los objetivos macroeconómicos de estabilización a corto plazo y control de la inflación a largo plazo.

Se trata, pues, de una superación de las tradicionales reglas monetarias rígidas -entre las que destacaba la propuesta por Friedman (1959)-, en favor de un tipo de regla más flexible y que otorga un mayor grado de discrecionalidad a las autoridades monetarias para hacer frente a circunstancias sobrevenidas y para ajustar, en consecuencia, la evolución de la política monetaria ante tales imprevistos. La regla monetaria pasa a entenderse, entonces, - como señalan Erias y Sánchez (1998) - como una respuesta sistemática de los instrumentos de política monetaria al estado de la economía y, en ese sentido, se trata de una regla operativa de comportamiento y no de una norma explícita de vinculación.

Son abundantes los trabajos teóricos (Svensson (1997) y Ball (1999), por ejemplo) y empíricos (Judd y Rudebusch (1998), Clarida, Galí y Gertler (1998, 2000), Batini y Haldane (1999), Nelson (2000) y Gerlach y Schnabel (2000), entre otros) que han tratado de analizar hasta qué punto la política monetaria aplicada por los bancos centrales se adecuaba a ese tipo de regla o a alguna de sus versiones. Otros estudios se han centrado en analizar los condicionantes de los supuestos implícitos en la regla de Taylor original (Kozicki, 1999), en aplicar el análisis a otros países, o en analizar comparativamente, a la luz de esta regla, la política monetaria estadounidense frente a la de la Unión Económica y Monetaria (UEM) (Doménech, Ledo y Taguas, 2000).

En el presente trabajo, intentamos evaluar si la elaboración de la política monetaria por parte del Banco de España, durante el periodo comprendido entre los años 1978 a 1998, se ha ajustado a los postulados

de la regla de Taylor o a alguna derivación de la misma, prestando especial atención al creciente grado de apertura e internacionalización experimentado por la economía española durante esos años. Para ello, utilizando datos trimestrales, estimamos una ecuación para el tipo de interés nominal a corto plazo como función de la inflación y de la desviación de la producción respecto a su senda de crecimiento a largo plazo; de ese modo, intentamos aproximar la regla de política monetaria seguida por el Banco de España durante el periodo.

Hasta la fecha, no conocemos ningún trabajo que haya realizado para el caso español este tipo de estudios. Existen algunos trabajos (Raymond y Palet (1990), Ballabriga y Sebastián (1993) y Esteve y Tamarit (1994,1996), entre otros) que estiman ecuaciones de tipos de interés para España, pero con una finalidad muy distinta: analizar los efectos que diversas variables, y en especial los déficit públicos, puedan tener sobre los tipos de interés y sus consecuencias sobre los esquemas de financiación pública alternativos. Un enfoque más cercano al nuestro es el de Escrivá y Santos (1991), que estiman una función de reacción del tipo de interés cuando estudian los cambios de regimen de control monetario en España. Pero, a diferencia de nuestro trabajo, su principal objetivo consiste en caracterizar los distintos periodos que describen el comportamiento del tipo de interés de intervención del Banco de España (tipo de interés marginal de los préstamos de regulación monetaria), para el periodo comprendido entre 1984 y 1988.

Por el contrario, en nuestro trabajo, lo que pretendemos es analizar si la política monetaria del Banco de España puede caracterizarse mediante la regla de Taylor. Siguiendo a Clarida, Galí y Gertler (2000), realizamos la estimación del tipo de interés nominal a corto plazo para dos subperiodos de la muestra. Hemos diferenciado los subperiodos en función de las variaciones producidas en el diseño de la política monetaria aplicada por el Banco de España. La primera submuestra (1978:1-1989:2) corresponde a los años en los que en la ejecución de la política monetaria predominan las características de una “economía cerrada” (Ayuso y Escrivá, 1997), y la segunda submuestra (1989:3-1998:4) los de una “economía abierta”, sujeta a los compromisos cambiarios derivados de la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME). Los resultados obtenidos para el periodo previo a la entrada de la peseta en el SME revelan que la evolución de los tipos de interés, y el diseño de la política monetaria por parte del Banco de España, durante esos años no puede caracterizarse mediante una regla monetaria del tipo desarrollado por Taylor, a diferencia de lo que

ocurriría desde la entrada de la peseta en el SME.

El trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 repasaremos brevemente la regla de Taylor así como la literatura relacionada con el tema. En la sección 3, proponemos una función de reacción para la política monetaria del Banco de España para, a continuación, contrastarla empíricamente. Finalmente, las principales conclusiones se presentan en la sección 4.

## 2 La regla de Taylor

La regla de Taylor (1993)<sup>1</sup> trata de aproximar la determinación del tipo de interés nominal a corto plazo en función de: a) la desviación que experimente la tasa de inflación efectiva respecto a su objetivo, y b) el llamado *output gap*, esto es, las desviaciones del nivel de producción real frente a su nivel potencial. Estas variables se convierten, pues, en los dos objetivos esenciales para el banco central y sobre los que se supone que éste puede influir a través de la modificación del tipo de interés.

En su versión analítica más simple, la regla de Taylor puede expresarse en los siguientes términos:

$$(1) \quad r_t = R_t^* + \pi_t + (\beta - 1)(\pi_t - \pi^*) + \gamma(y_t - \bar{y}_t)$$

o, de forma equivalente,

$$(2) \quad r_t = (R_t^* + \pi_t^*) + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma(y_t - \bar{y}_t)$$

Según la expresión (1), el tipo de interés nominal a corto plazo para el periodo  $t$  ( $r_t$ ) viene determinado por la suma de la tasa de inflación efectiva registrada en dicho período ( $\pi_t$ ) más el “tipo de interés real de equilibrio” ( $R_t^*$ ). Este valor, que constituye el punto de referencia para la determinación del tipo de interés nominal, se ajusta, a su vez, en función de la desviación de la inflación efectiva respecto al nivel que se había establecido como objetivo para ese período ( $\pi_t - \pi^*$ ), y de la desviación de la producción real respecto a su nivel potencial ( $y_t - \bar{y}_t$ ), ponderadas ambas por los parámetros  $(\beta - 1)$  y  $\gamma$ , respectivamente. De esta forma, para  $\beta > 1$  y  $\gamma > 0$ , cuando la inflación está por encima del objetivo ( $\pi_t > \pi^*$ ), o el *output gap* es positivo ( $y_t > \bar{y}_t$ ), la regla de Taylor recomienda un ajuste al alza sobre el tipo de interés nominal y viceversa.

La regla de Taylor parte del supuesto de que son los tipos de interés reales los que desempeñan un papel central en la formulación de la política monetaria y, en este sentido, aunque el instrumento que la autoridad monetaria manipula es el tipo de interés nominal, son aquéllos los que, en realidad, afectan a la actividad económica en uno u otro sentido. Esto

---

<sup>1</sup>Puede resultar de utilidad visitar la *Monetary Policy Rule Home Page*, mantenida por John Taylor en la siguiente dirección: <http://www.stanford.edu/~johntayl>

justificaría que  $\beta$  deba ser mayor que la unidad. La regla concede un papel decisivo a los dos objetivos asignados implícitamente a la política monetaria: la estabilización macroeconómica y la estabilidad de precios. Así, los coeficientes de cada una de las correspondientes desviaciones ofrecen información del grado de respuesta de la política monetaria ante las perturbaciones a las que se vean sometidos dichos objetivos.

Taylor aplicó originalmente esta ecuación al análisis de la determinación del tipo de interés a corto plazo de la Reserva Federal de Estados Unidos (*federal funds rate*) durante el periodo comprendido entre 1987 y 1992. Sin embargo, él no estimó económicamente la ecuación anterior, sino que supuso que el peso que la Reserva Federal otorgaba a las desviaciones del output y la inflación eran ambos iguales a 0.5 (en términos de la ecuación (1),  $\beta - 1 = \gamma = 0.5$ ) y, por otro lado, que el objetivo de inflación para el período y el tipo de interés real de equilibrio eran, a su vez, iguales al 2 por ciento ( $R_t^* = \pi_t^* = 2$ ). Los resultados que obtuvo mostraban cómo una regla de este tipo permitía describir de una forma simple la actuación de la Reserva Federal durante el periodo analizado, lo cual constituía, en su opinión, una prueba de que las reglas de política monetaria de esta naturaleza podían ser utilizadas por las autoridades monetarias como guías para la instrumentación de la política monetaria de cara a la consecución de determinados objetivos.

A partir del trabajo original, la regla de Taylor ha sido analizada detalladamente y contrastada, en un intento de encontrar si alguna derivación de la misma puede aproximar la función de reacción de los bancos centrales de diversas economías. Así, en primer lugar, se ha procedido a la estimación econométrica de los coeficientes de las variables incluídas en dichas funciones de reacción. La razón estriba en que tanto la orientación de la política monetaria de diferentes bancos centrales - o, incluso, de un mismo banco central a lo largo de un período prolongado de tiempo - como la propia estructura de las distintas economías constituyen argumentos de peso suficiente como para pensar que el valor de tales parámetros pueden diferir de los especificados inicialmente por Taylor. Entre esos trabajos cabe citar, por ejemplo, los de Clarida, Galí y Gertler (1998, 2000), Gerlach y Schnabel (2000), Nelson (2000) o Doménech, Ledo y Taguas (2000).

Evidentemente, las implicaciones de la regla de Taylor con respecto al comportamiento cíclico de la economía dependerán del signo y la magnitud de los coeficientes estimados,  $\beta$  y  $\gamma$ . Así, si  $\beta > 1$  las modificaciones del tipo de interés nominal ejercerán un efecto estabilizador sobre la economía como consecuencia de la elevación *ex-post* de los tipos de interés reales, en

respuesta a un aumento de la inflación; mientras que si  $\beta \leq 1$ , el aumento de la inflación iría acompañado de la disminución *ex-post* de dichos tipos y, por tanto, su efecto sobre la evolución económica sería de carácter acomodaticio. Idéntica lógica cabe aplicar al parámetro que acompaña al *output gap*:  $\gamma$  debe ser siempre positivo, puesto que en caso contrario, la política monetaria también se mostraría acomodaticia ante las perturbaciones en los niveles de producción real de la economía.

Al tiempo que se ha procedido a la estimación econométrica de los coeficientes, estos trabajos también han introducido modificaciones significativas en el diseño de la función de reacción del banco central, aunque siempre manteniendo la fidelidad a la estructura de análisis propuesta por Taylor. Entre esas extensiones del planteamiento original de la regla de Taylor caben destacar dos de especial relevancia.

Por un lado, la incorporación de una variable que recoja la tendencia de los bancos centrales a ajustar el tipo de interés de forma gradual para evitar alteraciones bruscas del mismo que pudieran generar inestabilidad e incertidumbre en los mercados financieros. Es lo que se conoce en la literatura como *interest rate smoothing* (Clarida, Galí y Gertler, 1999). Ejemplos de este tipo de especificación de la regla de Taylor pueden encontrarse, entre otros, en Judd y Rudebusch (1998) y en Clarida, Galí y Gertler (1998, 2000).

Por otro lado, también cabe considerar el proceso de formación de las expectativas sobre las variables inflación y *output gap*. Las expectativas pueden aproximarse mediante valores retardados de las variables, teniendo en cuenta la evolución pasada de las mismas (especificación *backward looking*), como puede verse en Kozicki (1999); o bien mediante valores anticipados, teniendo en cuenta su evolución futura (especificación *forward looking*), como proponen Clarida, Galí y Gertler (1998, 2000) o Batini y Haldane (1999), en lugar de valores contemporáneos como en Taylor (1993)<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup>En la formulación inicial de Taylor se utilizan datos contemporáneos al momento de la determinación del tipo de interés nominal. La cuestión de si los datos que sirven de base para la adopción de decisiones por parte de la autoridad monetaria en el momento de determinación del tipo de interés, se corresponden con los datos de las series históricas que posteriormente son utilizados en los análisis de la política monetaria de ese período se discute en Orphanides (1997).



### 3 Una función de reacción para la política monetaria del Banco de España: 1978-1998

Nuestra especificación incorpora las dos extensiones comentadas anteriormente: la consideración del *interest rate smoothing* y la introducción de expectativas. Por lo tanto, la especificación de la función de reacción que proponemos para analizar la política monetaria española, durante el periodo 1978-1998, es la siguiente modificación de la ecuación (2) anterior:

$$(3) \quad r_t^{ob} = r^{ob} + \beta (E[\pi_{t+i} | \Omega_t] - \pi^{ob}) + \gamma E[\tilde{y}_{t+j} | \Omega_t]$$

donde  $r_t^{ob}$  es el tipo de interés nominal a corto plazo deseado por el banco central para el periodo actual  $t$ ,  $r^{ob}$  es el objetivo definido para dicho tipo de interés nominal,  $\pi_{t+i}$  es la tasa de inflación del periodo  $t+i$ ,  $\pi^{ob}$  es el objetivo de inflación y la variable  $\tilde{y}_{t+j}$  representa el *output gap* del periodo  $t+j$ , definido como la desviación porcentual del nivel de producción real respecto a su valor de equilibrio a largo plazo, esto es  $\tilde{y}_{t+j} = (y_{t+j} - \bar{y}_{t+j})$ . Por último,  $E$  es el operador de expectativas condicionadas al conjunto de información disponible en el momento de formación de las expectativas,  $\Omega_t$ .

De acuerdo con la ecuación (3), en cada periodo  $t$ , el banco central decide el tipo de interés deseado para dicho periodo,  $r_t^{ob}$ , en función del objetivo definido para el mismo modificado en función de la desviación de las expectativas de inflación respecto a su valor objetivo y de las expectativas sobre el *output gap*.

Por otro lado suponemos, además, que en la práctica el tipo de interés del periodo corriente presenta inercia respecto al tipo de interés del periodo anterior (*interest rate smoothing*) y, por lo tanto, aquel resulta ser una media ponderada del objetivo de tipo de interés para dicho periodo y del tipo de interés del periodo anterior:

$$(4) \quad r_t = (1 - \rho) r_t^{ob} + \rho r_{t-1}$$

siendo  $0 \leq \rho \leq 1$  el grado de alisamiento de las variaciones en el tipo de interés nominal.

Como puede observarse, la formulación general de la regla de Taylor propuesta en la ecuación (3) nos permite introducir distintos horizontes temporales en la formación de expectativas sobre inflación y *output-gap*,

mientras que la ecuación (4) nos permite considerar el ajuste gradual de los tipos de interés.

Así, combinando las ecuaciones (3) y (4), obtenemos:

$$(5) \quad r_t = (1 - \rho) \left\{ (r^{ob} - \beta\pi^{ob}) + \beta E[\pi_{t+i} | \Omega_t] + \gamma E[\tilde{y}_{t+j} | \Omega_t] \right\} + \rho r_{t-1}$$

y, escribiendo (5) en términos de las variables realizadas:

$$(6) \quad r_t = (1 - \rho) \alpha + (1 - \rho) \beta \pi_{t+i} + (1 - \rho) \gamma \tilde{y}_{t+j} + \rho r_{t-1} + v_t$$

donde  $\alpha \equiv (r^{ob} - \beta\pi^{ob})$ , y el término de error,  $v_t$ , es una combinación lineal de los errores de predicción de la inflación y del *output gap*.

$$v_t \equiv - (1 - \rho) \left\{ \beta (\pi_{t+i} - E[\pi_{t+i} | \Omega_t]) + \gamma (\tilde{y}_{t+j} - E[\tilde{y}_{t+j} | \Omega_t]) \right\}$$

A la hora de estimar la ecuación (6) y a partir de ella obtener el valor de los parámetros  $(\alpha, \beta, \gamma, \rho)$  utilizaremos el Método Generalizado de los Momentos (MGM) (véase una panorámica en Pérez Rodríguez, 1994). Para ello, consideramos el vector  $u_t \in \Omega_t$ , de variables instrumentales ortogonales al término de error  $v_t$ . Este vector puede incluir tanto valores retardados de las variables explicativas, como cualesquiera otros valores contemporáneos de variables no correlacionadas con el término de error, de forma que  $E[v_t | u_t] = 0$ . Al estimar mediante MGM hemos aplicado la corrección de los errores estándar propuesta por Newey y West (1987), por lo que los estimadores obtenidos resultan robustos a problemas de correlación serial y de heterocedasticidad.

Finalmente, a partir de los parámetros estimados también podremos obtener el objetivo implícito de tasa de inflación para un periodo. Así, dado que  $\alpha \equiv r^{ob} - \beta\pi^{ob}$ , entonces:

$$(7) \quad \pi^{ob} = \frac{r^{ob} - \alpha}{\beta}$$

donde introducimos el supuesto adicional de que, si la muestra es lo suficientemente amplia, podemos utilizar la media muestral del tipo de interés nominal como una estimación válida de  $r^{ob}$ .

En la estimación hemos utilizado datos trimestrales de las siguientes variables (fuentes, entre paréntesis):

- El tipo de interés nominal es el del mercado interbancario a un día expresado en porcentaje anual (*Main Economic Indicators*, OCDE).
- La inflación se ha calculado como la variación anual de las medias trimestrales, expresadas en porcentaje, a partir del Índice General del Índice de Precios de Consumo (IPC) (INE). La elección del IPC, frente a otras posibles medidas como el deflactor del PIB, se basa en que recoge, junto a los precios nacionales, los extranjeros y el tipo de cambio; por lo que resulta más adecuada su utilización en economías abiertas (Svensson, 2000).
- El *output gap* se ha calculado como las desviaciones del PIB respecto a su tendencia lineal a largo plazo, expresadas también en porcentaje y con datos obtenidos de la Contabilidad Nacional trimestralizada (INE)<sup>3</sup>.

En las estimaciones se han utilizado como instrumentos cuatro desfases de cada una de las variables explicativas.

### 3.1 Especificación básica

Para estimar la ecuación (6), dividimos el periodo muestral en dos subperiodos. El primero (1978:1-1989:2), corresponde a los años previos a la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME. Durante este periodo se suceden una etapa de control monetario propia de una economía cerrada (Ayuso y Escrivá, 1997), con la etapa de transición hacia la incorporación al SME. Por ello, comenzamos trabajando con datos de 1978, año en el que el Banco de España hace público su objetivo de control monetario, ocupando un papel central el proceso de formación de expectativas sobre los precios futuros.

Durante el segundo periodo (1989:3-1998:4), la política monetaria se centra de forma más explícita en el control de la inflación a través de la modificación de la estructura de tipos de interés de la economía; al tiempo que se produce una acentuación del grado de apertura de la economía española. Este periodo, que abarca la totalidad de la etapa de pertenencia de la peseta

---

<sup>3</sup>Se calcularon también desviaciones logarítmicas respecto a una tendencia cuadrática y a una tendencia cúbica, siendo la desviación de la tendencia lineal la que mejor se ajustaba a los datos.

al mecanismo de cambios del SME, concluye con la incorporación de España, en enero de 1999, a la UEM.

Esta división de la muestra permite contrastar el modelo propuesto en dos periodos definidos: el primero, en el que el esquema de control monetario aplicado es característico de una economía cerrada en transición hacia un nuevo esquema de control (Ayuso y Escrivá, 1997), y el segundo en la que la política monetaria, considerando la mayor apertura de la economía española y la existencia de compromisos cambiarios, se diseña y articula teniendo en cuenta su condición de economía abierta plenamente integrada en la escena internacional. Este tipo de análisis está en la línea del realizado por Clarida, Galí y Gertler (2000) que contrastan una función de reacción de la política monetaria estadounidense, antes y después del nombramiento de Volcker para la presidencia de la Reserva Federal. Para el caso de España, hubiese sido interesante contrastar los periodos previo y posterior a la Ley de Autonomía del Banco de España pero, dado que la aprobación de dicha Ley tuvo lugar en 1994, en el segundo periodo sería insuficiente el número de observaciones disponibles. Por ello, tomamos como referencia temporal la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME.

En una primera aproximación, estimamos mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la versión más simple de la regla de Taylor; donde en términos de la ecuación (6) tendríamos: ( $\rho = 0, i = 0, j = 0$ ). A continuación, consideramos la posibilidad de introducir como variable explicativa el tipo de interés retardado para contrastar el grado de inercia respecto al periodo anterior. Finalmente, estimamos la especificación dada por la ecuación (6) mediante el método generalizado de los momentos (MGM) presentando los resultados para tres de las posibles combinaciones de los horizontes temporales de las variables de inflación y *output gap* ( $i = -1, j = 0$ ), ( $i = 0, j = 0$ ), ( $i = 1, j = 0$ ). De esta manera, podemos contrastar la especificación de las expectativas de inflación *backward looking* frente a la *forward looking*<sup>4</sup>.

### 3.1.1 Los años de transición de la política monetaria: 1978-1989

Desde principios de la década de los setenta, la política monetaria española pasó a entenderse en términos del control de la cantidad de dinero existente

---

<sup>4</sup>Se contrastaron también otras posibilidades (disponibles previa petición a los autores), en particular para el *output gap*, siendo las mostradas más abajo las que ofrecen mejores resultados.

en la economía (Aríztegui, 1990); si bien, no sería hasta 1978 cuando se anunciase públicamente el objetivo de crecimiento del agregado monetario que se tomó como referente. De esta forma, el periodo transcurrido entre 1978 y 1989 se va a caracterizar, desde el punto de vista del diseño e instrumentación de la política monetaria, por la aplicación de un esquema de control monetario en dos niveles. En este esquema, el agregado monetario M3 fue el seleccionado inicialmente como objetivo intermedio, mientras que los Activos de Caja del Sistema Bancario desempeñaron el papel de variable instrumental. La elección de un agregado monetario como objetivo intermedio implicaba, por lo tanto, que el Banco de España debía asumir las fluctuaciones en los tipos de interés y en el tipo de cambio que fuesen necesarias para permitir que tanto dicho agregado como la variable instrumental se mantuvieran dentro de los márgenes previstos. Asimismo, otro aspecto clave que afectaba a la política monetaria de dicho periodo era la existencia de importantes controles de capitales que limitaban la integración de los mercados monetarios y de capitales españoles con los del resto del mundo, reforzando, así, la autonomía de la política monetaria, aunque afectando significativamente al grado de apertura de la economía (Ayuso y Escrivá, 1997).

Los elementos característicos de la economía española de este periodo permiten deducir que una política monetaria activa orientada a controlar la cantidad de dinero no puede caracterizarse mediante una regla de Taylor. En la Tabla I se recogen los resultados obtenidos para el primer periodo de la muestra (1978:1-1989:2). Las estimaciones comienzan en 1979:1, salvo la ecuación (I.3) que comienza en 1980:1 para evitar que los valores de las variables retardadas introduzcan datos del periodo anterior a 1978.

En primer lugar, se muestran los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  y  $\rho$ , y finalmente, el objetivo de inflación implícito,  $\pi^{ob}$ , obtenido a partir de (8). En este último cálculo, como aproximación del tipo de interés (nominal) de equilibrio hemos utilizado la media de los tipos de interés *ex post* del periodo considerado, obteniendo  $r^{ob} = 14.3$ . De forma similar, para obtener el objetivo de inflación de referencia para todo el periodo, hemos calculado la media del objetivo anunciado anualmente, que se recoge en la serie *Informe de Coyuntura Económica* publicada por el Ministerio de Economía y Hacienda, resultando ser dicho valor medio  $\pi^{ob} = 6.68$ .

Las ecuaciones (I.1) y (I.2) se han estimado mediante MCO y para ellas se presentan el coeficiente de determinación ajustado y el estadístico Durbin-Watson. Las ecuaciones (I.3), (I.4) y (I.5) se han estimado mediante

MGM donde, junto al coeficiente de determinación ajustado, se muestran el estadístico  $J$  del test de restricciones de sobreidentificación y el estadístico  $Q$  de Ljung-Box, que contrasta la posible existencia de autocorrelación de cuarto orden. La ecuación (I.3) que considera expectativas de inflación *backward looking*, muestra coeficientes significativos y con el signo esperado. Sin embargo, el valor del coeficiente del *output gap* es el único acorde con lo esperado, pues el de la inflación resulta ser menor que uno y el grado de alisamiento del tipo de interés también es muy bajo. A pesar de ello, el objetivo de inflación implícito obtenido (7.76) es el que se sitúa más cerca del objetivo de referencia (6.43). La ecuación (I.4), con valores contemporáneos de inflación y *output gap*, ofrece resultados en la línea de los de la especificación anterior. Un resultado similar se obtiene al admitir expectativas *forward looking* para la inflación en la ecuación (I.5), si bien el coeficiente del *output gap* deja de ser significativo, y el objetivo de inflación obtenido (9.41) se aleja más del de referencia.

En conclusión, la especificación original de la regla de Taylor apenas describe la evolución del tipo de interés, ni siquiera cuando se tiene en cuenta la inercia del mismo. En cuanto a las posibilidades de introducir desfases en la inflación, los resultados no son nada satisfactorios. Aun cuando resultan significativas, los valores que se obtienen para los parámetros distan mucho de los recogidos en la literatura. Lo mismo ocurre con el objetivo de inflación implícito que obtenemos a partir del término independiente. Todas las estimaciones presentan autocorrelación de cuarto orden, pero los resultados no mejoran cualitativamente al corregir dicha autocorrelación<sup>5</sup>.

Las razones que explican estos resultados, junto a las señaladas más arriba, son el producto de la situación política y económica que atravesó la economía española durante este periodo. En este sentido, la heterogeneidad del periodo en términos del diseño de la política monetaria y de los instrumentos utilizados para implementarla podrían justificar lo inadecuado de la regla de Taylor para explicar la evolución de los tipos de interés a corto plazo en términos de las variables que aparecen en dicha regla.

---

<sup>5</sup>Dichos resultados pueden ser facilitados por los autores previa petición.

<b>TABLA I</b>						
Periodo muestral: 79:1-89:2, Variable dependiente: tipo de interés nominal a corto plazo						
Restricciones en la estimación de la ecuación (6) y estadísticos de la regresión.		$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\pi^{ob}$
(I.1)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.04 \quad DW = 1.17 \end{array} \right.$	11.43 (6.80)	0.20 (1.20)	-0.18 (-0.68)	0	14.35
(I.2)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.16 \quad DW = 2.16 \end{array} \right.$	11.40 (3.76)	0.21 (0.88)	-0.16 (-0.50)	0.38 (2.37)	13.79
(I.3)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = -1, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.17 \quad J = 0.20 \quad Q_4 = 17.28 \end{array} \right.$	8.79 (7.35)	0.71 (5.55)	0.57 (3.26)	0.46 (3.39)	7.76
(I.4)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.08 \quad J = 0.13 \quad Q_4 = 9.19 \end{array} \right.$	10.27 (9.49)	0.45 (3.78)	0.31 (1.67)	0.46 (3.83)	8.95
(I.5)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 1, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.11 \quad J = 0.11 \quad Q_4 = 10.25 \end{array} \right.$	11.10 (7.04)	0.34 (2.33)	0.16 (0.81)	0.46 (3.55)	9.41

Nota: t-ratios entre paréntesis

En la ecuación (I.3) el periodo muestral ha sido 80:1-89:2 y  $\pi^{ob}$  de referencia es 6.43

Para el resto de las regresiones  $\pi^{ob}$  de referencia es 6.68

Los valores críticos de  $J \sim \chi_3^2$  son 13.4 al 10% y 15.5 al 5%.

Los valores críticos de  $Q \sim \chi_4^2$  son 7.78 al 10% y 9.49 al 5%

### 3.1.2 La política monetaria en el Sistema Monetario Europeo

La restricción exterior que suponía la incorporación de la peseta al SME, con la consiguiente importancia que adoptaba entonces el compromiso de estabilidad cambiaria, introducía un elemento de disciplina externa hasta entonces ausente en la política monetaria nacional, al tiempo que forzaba una orientación claramente antiinflacionista de la misma y de la política económica en general, en línea con las políticas de aquellos países del SME que presentaban una mayor reputación al respecto, concretamente Alemania.

En este contexto, y teniendo en cuenta el protagonismo que pasan a adquirir los tipos de interés de corto plazo en el esquema de control monetario de este periodo, los coeficientes de la función de reacción del Banco de España estimados para el mismo se van a situar ya en línea con los que la literatura al respecto considera satisfactorios para explicar la evolución de unos tipos de interés orientados prioritariamente al control de la inflación.

En la Tabla II se recogen los resultados obtenidos para el segundo periodo de la muestra (1989:3-1998:4), si bien para la especificación *forward looking*, ecuación (II.5), concluimos en 1997:4 para evitar introducir datos de 1999

cuando se utilizan valores adelantados de las variables. La estimación del tipo de interés (nominal) de equilibrio para el periodo ha sido  $r^{ob} = 9.90$  y el objetivo de inflación de referencia  $\pi^{ob} = 4.38$ . De la misma forma que en la Tabla I, también se muestran las estimaciones por MCO de la regla de Taylor original en las ecuaciones (II.1) y (II.2). En este caso, se obtienen signos y valores para los coeficientes estimados acordes con la literatura. El tipo de interés muestra una inercia del 80 por ciento con respecto al tipo de interés del periodo anterior. Los coeficientes de la inflación son iguales o superiores a 2, y los coeficientes del *output gap* son inferiores a la unidad; no obstante, estos últimos no resultan significativos. También cabe destacar el hecho de que el objetivo de inflación implícito obtenido a partir de las ecuaciones II.1 y II.2 (4.73 y 5.60, respectivamente) no difieren mucho del objetivo de referencia.

Cuando estimamos mediante MGM, en las ecuaciones (II.3), (II.4) y (II.5) los resultados son semejantes en los tres casos, si bien resulta ser la especificación *backward looking* para la inflación, ecuación (II.3), la que mejor parece describir la evolución del tipo de interés en el periodo en cuestión; puesto que todas las variables de la misma son significativas, presenta el coeficiente de determinación ajustado más elevado y no muestra autocorrelación de cuarto orden. Así, según esta especificación un aumento en un uno por ciento de la inflación en el periodo precedente, induciría a las autoridades monetarias a elevar el tipo de interés nominal en un 2.30 por ciento; y, del mismo modo, un aumento en un uno por ciento en el *output gap* del periodo corriente, induciría a las autoridades monetarias a elevar el tipo de interés nominal en un 0.39 por ciento. El objetivo obtenido de inflación implícita presenta un valor de 5.35, frente al 4.38 de referencia. En cualquier caso, parece claro que el Banco de España habría concedido mayor peso al objetivo de control de la inflación que al de estabilización del output.

Por otra parte, los coeficientes de nuestra especificación básica  $\beta = 2.30$ ,  $\gamma = 0.39$  y  $\rho = 0.63$  se sitúan en la línea de los obtenidos en los trabajos empíricos mencionados anteriormente ( $\beta$  entre 1.5 y 2,  $\gamma$  entre 0.07 y 0.8 y  $\rho$  entre 0.18 y 0.93), si bien la mayoría considera especificaciones *forward looking* y no todos los periodos muestrales son coincidentes con el nuestro. Así, por ejemplo, si comparamos con los resultados de la especificación *forward looking* de Doménech, Ledo y Taguas (2000), que trabajan con datos de la UEM para el periodo 1983-1999 y obtienen  $\beta = 1.62$ ,  $\gamma = 0.80$  y  $\rho = 0.88$ , podríamos decir que el Banco de España habría seguido una regla de política monetaria más orientada a controlar la inflación que el conjunto



de países europeos en promedio. Por otro lado, si atendemos a los coeficientes estimados por Clarida, Galí y Gertler (2000), en su especificación *backward looking*, para la era Volcker-Greenspan (1979-1996) de la Reserva Federal vemos que son  $\beta = 1.72$ ,  $\gamma = 0.34$  y  $\rho = 0.71$ , valores que son similares a los nuestros aunque de nuevo resulta mayor el esfuerzo por controlar la inflación por parte del Banco de España.

Como puede apreciarse a la luz de estos resultados, la política monetaria española habría revestido durante este periodo un marcado carácter antiinflacionista. Éste se puso de manifiesto desde el mismo momento de la entrada de la peseta en el SME. En aquellos años, la inflación española era superior a la de los países comunitarios y la demanda interna experimentaba un fuerte crecimiento. En un contexto de elevada movilidad internacional de capitales, a pesar de los controles que existían a la entrada de los mismos, la política monetaria restrictiva favorecía la presión apreciadora sobre la peseta, y resultaba insuficiente para hacer compatibles los objetivos interno y externo. La política fiscal tampoco fue la adecuada, pues era de carácter procíclico y el déficit público seguía creciendo.

Posteriormente, tras los episodios de inestabilidad experimentados por el SME entre 1992 y 1993, y la ampliación de las bandas de fluctuación de éste en agosto de 1993, la política monetaria española, al gozar de una mayor flexibilidad respecto a la restricción externa que suponía su compromiso cambiario, tuvo que optar, como forma de consolidar su reputación antiinflacionista, por un compromiso explícito con la estabilidad de precios. En línea con esta decisión se situaban tanto la concesión de un estatuto de independencia para el Banco de España, como la modificación del esquema de control monetario, el cual pasa a desarrollarse en un único nivel mediante la fijación de un objetivo explícito en términos de la tasa de inflación, con la finalidad última de alcanzar la estabilidad de precios a medio o largo plazo.

**TABLA II**

Periodo muestral: 89:3-98:4, Variable dependiente: tipo de interés nominal a corto plazo

Restricciones en la estimación de la ecuación (6) y estadísticos de la regresión.		$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\pi^{ob}$
(I.1)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.80 \quad DW = 0.64 \end{array} \right.$	0.49 (0.58)	1.99 (11.90)	0.15 (1.02)	0	4.73
(I.2)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.95 \quad DW = 1.41 \end{array} \right.$	-2.80 (-1.26)	2.25 (2.49)	0.40 (1.06)	0.80 (9.80)	5.60
(I.3)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = -1, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.95 \quad J = 0.21 \quad Q_4 = 6.41 \end{array} \right.$	-2.42 (-2.84)	2.30 (16.72)	0.39 (2.55)	0.63 (8.43)	5.35
(I.4)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.92 \quad J = 0.15 \quad Q_4 = 12.32 \end{array} \right.$	-1.01 (-2.00)	2.24 (27.08)	0.16 (1.45)	0.50 (6.10)	4.87
(I.5)	$\left\{ \begin{array}{l} (i = 1, j = 0) \\ \overline{R^2} = 0.91 \quad J = 0.17 \quad Q_4 = 11.77 \end{array} \right.$	0.05 (0.23)	2.13 (13.98)	0.06 (0.12)	0.65 (8.46)	4.62

Nota: t-ratios entre paréntesis.

En la ecuación (II.5) el periodo muestral analizado ha sido 89:3-97:4 y  $\pi^{ob}$  de referencia es 4.63.

Para el resto de las regresiones  $\pi^{ob}$  de referencia es 4.38.

Los valores críticos de  $J \sim \chi_8^2$  son 13.4 al 10% y 15.5 al 5%.

Los valores críticos de  $Q \sim \chi_4^2$  son 7.78 al 10% y 9.49 al 5%

## 3.2 Otras especificaciones

Como ampliación del análisis anterior, presentamos dos modificaciones de nuestra especificación básica (ecuación II.3), donde la formación de expectativas de inflación es *backward-looking*. Ambas modificaciones se han realizado para los dos periodos y el método de estimación empleado ha sido MGM. Como instrumentos se han utilizado de nuevo cuatro desfases de cada una de las variables explicativas.

La primera (véanse ecuaciones III.1 y IV.1) consiste en introducir las expectativas de inflación, siguiendo a Fuhrer y Moore (1995), como una media de dicha variable evaluada un periodo hacia atrás y un periodo hacia adelante. Nuestra variable relevante sería ahora, por tanto:  $\pi = \frac{1}{2}(\pi_{t-1} + \pi_{t+1})$ .

La segunda modificación (véanse ecuaciones III.2, III.3, IV.2 y IV.3), consiste en añadir a nuestra especificación básica, siguiendo a Clarida, Galí y Gertler (1998), otras variables explicativas, englobadas en la variable  $z_t$ , por lo que estimamos:

$$(8) \quad r_t = (1 - \rho) \alpha + (1 - \rho) \beta \pi_{t+i} + (1 - \rho) \gamma \tilde{y}_{t+j} + \rho r_{t-1} + (1 - \rho) \theta z_t + \varepsilon_t$$

que no es más que una ampliación de la ecuación (6), siendo  $\theta$  la respuesta del tipo de interés a la variable considerada y  $\varepsilon_t$  un término de error. Nos centraremos en el caso ( $i = -1, j = 0$ ) ya que, como hemos visto anteriormente, es el que mejor describe la evolución del tipo de interés y lo adoptamos como nuestra especificación básica.

Como variable adicional introducimos, en primer lugar, la variable  $m_t$  que representa las desviaciones de la evolución de un agregado monetario respecto a su objetivo. A partir de 1978, el Banco de España comenzó a hacer público como objetivo intermedio M3, objetivo que se sustituyó posteriormente (1983) por los ALP. Para el primer periodo de nuestra muestra, el agregado monetario se ha introducido como una desviación logarítmica de la cantidad de dinero respecto al objetivo anunciado (M3 hasta 1982 y los ALP en adelante). Para el segundo periodo, la variable utilizada ha sido el crecimiento de los ALP, al no disponerse para el periodo completo de información sobre los objetivos anunciados. La fuente de datos ha sido el *Boletín Estadístico* del Banco de España.

Con objeto de tener en cuenta la importancia creciente que, desde comienzos de los años ochenta, fue adquiriendo el tipo de cambio en el esquema de control monetario del Banco de España, la segunda variable introducida,  $e_t$ , representa el indicador de tipo de cambio observado por

dicha institución a lo largo del periodo considerado. Hasta 1986 se siguió la evolución del tipo de cambio efectivo nominal de la peseta frente a los países desarrollados. A partir de la incorporación de España a la Comunidad Económica Europea, la variable observada fue el tipo de cambio efectivo nominal frente a los países comunitarios (Escrivá y Santos, 1991); ya que la estabilidad cambiaria se consideraba requisito para el éxito del proceso de integración. Sin embargo, dado que el marco alemán era la moneda dominante en el SME y la moneda de referencia para los países comunitarios, desde 1998, la variable relevante pasó a ser el tipo de cambio nominal bilateral de la peseta frente al marco alemán. Por todo ello, nuestra variable  $e_t$  para el primer subperiodo que analizamos es el tipo de cambio efectivo nominal de la peseta frente a los países desarrollados, y para el segundo periodo el tipo de cambio frente al marco. La fuente de datos ha sido el *Boletín Estadístico* del Banco de España.

Los resultados de las modificaciones comentadas se muestran en las Tablas III y IV, que presentan además el valor del coeficiente  $\theta$  que da a conocer la respuesta del tipo de interés a la nueva variable considerada. Puede observarse que los resultados están en la línea de lo obtenido en el epígrafe anterior (véanse Tablas I y II).

Para el primer periodo analizado (Tabla III) se obtienen signos y coeficientes bastante próximos a los esperados para la inflación y el *output gap*, cuando introducimos la inflación como una media de las variables *backward* y *forward* en la ecuación (III.1). Sin embargo, el grado de alisamiento del tipo de interés resulta ser muy bajo ( $\rho = 0.19$ ). Peores resultados se obtienen cuando introducimos el agregado monetario en (III.2) y el tipo de cambio en (III.3). En el primer caso, la variable correspondiente a la inflación deja de ser significativa y el objetivo de inflación implícito obtenido se dispara (57.41 frente al 6.68 de referencia). Lo que sí es cierto es que la variable que representa el agregado monetario resulta significativa y con el signo adecuado, lo cual revelaría que la evolución del tipo de interés nominal podría venir explicado en función de variables monetarias durante el primer periodo de la muestra analizada. Al introducir el tipo de cambio como variable adicional todas las variables resultan significativas y con el signo esperado, excepto el tipo de cambio que ni es significativa ni tiene el signo adecuado. Todo ello contribuye a que resulte difícil caracterizar este periodo mediante una regla de Taylor.

Sin embargo, los resultados obtenidos para el segundo periodo (Tabla IV) responden en mejor medida a una especificación del tipo propuesto

por Taylor. Podemos ver en (IV.1) que, al introducir la inflación como una media de la observada en el periodo anterior y la anticipada para el siguiente, los resultados vuelven a estar en la línea de los esperados. En la ecuación (IV.2) cuando introducimos la variable correspondiente al agregado monetario (aun cuando esta no es significativa) se obtienen coeficientes significativos y signos adecuados para las demás variables, sin que se alteren cualitativamente los obtenidos en la especificación *backward looking* de la ecuación de la Tabla II. Algo similar ocurre cuando introducimos el tipo de cambio en la ecuación (IV.3). Aunque el tipo de cambio no muestra el signo correcto, su coeficiente no es significativamente distinto de cero, mientras que el resto de las variables son significativas y presentan el signo adecuado. Más aún, los valores obtenidos para  $\beta$ ,  $\gamma$  y  $\rho$  (2.13, 0.33 y 0.61 respectivamente) difieren muy poco de los obtenidos en la ecuación (II.3) (2.30, 0.39 y 0.63 respectivamente). En líneas generales, la consideración de variables adicionales no modifica sustancialmente los resultados obtenidos previamente para el segundo subperiodo de la muestra analizada, lo cual podría avalar la robustez de los resultados de nuestra especificación básica (II.3).

<b>TABLA III</b>						
Periodo muestral: 80:1-89:2, Variable dependiente: tipo de interés nominal a corto plazo						
Modificaciones en la estimación de la ecuación (8)						
y estadísticos de las regresiones						
	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\theta$	$\pi^{ob}$
(III.1) $\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0, \pi = \frac{1}{2}(\pi_{t-1} + \pi_{t+1})) \\ \overline{R^2} = 0.03 \quad J = 0.15 \quad Q_4 = 9.78 \end{array} \right.$	6.72 (8.07)	9.94 (8.91)	0.58 (6.51)	0.19 (1.84)	-	8.06
(III.2) $\left\{ \begin{array}{l} (i = -1, j = 0, z_t = m_t) \\ \overline{R^2} = 0.50 \quad J = 0.27 \quad Q_4 = 5.97 \end{array} \right.$	4.54 (2.89)	0.17 (1.35)	0.38 (6.08)	0.38 (12.42)	0.62 (4.49)	57.41
(III.3) $\left\{ \begin{array}{l} (i = -1, j = 0, z_t = e_t) \\ \overline{R^2} = 0.19 \quad J = 0.20 \quad Q_4 = 13.62 \end{array} \right.$	6.95 (3.39)	0.72 (4.47)	0.48 (3.23)	0.36 (3.06)	0.002 (1.21)	10.20

Notas: t-ratios entre paréntesis. El valor de  $\pi^{ob}$  de referencia es 6.43.

En la ecuación (III.1) los valores críticos de  $J \sim \chi_8^2$  son 13.4 al 10% y 15.5 al 5%.

En las ecuaciones (III.2) y (III.3) los valores críticos de  $J \sim \chi_{11}^2$  son 17.3 al 10% y 19.7 al 5%.

Los valores críticos de  $Q \sim \chi_4^2$  son 7.78 al 10% y 9.49 al 5%

<b>TABLA IV</b>						
Periodo muestral: 89:3-98:4, Variable dependiente: tipo de interés nominal a corto plazo						
Modificaciones en la estimación de la ecuación (8)						
y estadísticos de las regresiones						
	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\theta$	$\pi^{ob}$
(III.1) $\left\{ \begin{array}{l} (i = 0, j = 0, \pi = \frac{1}{2}(\pi_{t-1} + \pi_{t+1})) \\ \overline{R^2} = 0.92 \quad J = 0.22 \quad Q_4 = 11.60 \end{array} \right.$	-0.03 (-0.08)	1.96 (29.3)	0.36 (2.77)	0.55 (8.86)	-	5.06
(III.2) $\left\{ \begin{array}{l} (i = -1, j = 0, z_t = m_t) \\ \overline{R^2} = 0.95 \quad J = 0.23 \quad Q_4 = 3.07 \end{array} \right.$	-3.97 (-2.90)	2.08 (7.26)	0.66 (2.98)	0.79 (12.53)	0.14 (1.44)	6.67
(III.3) $\left\{ \begin{array}{l} (i = -1, j = 0, z_t = e_t) \\ \overline{R^2} = 0.95 \quad J = 0.21 \quad Q_4 = 6.66 \end{array} \right.$	1.43 (0.27)	2.13 (7.24)	0.33 (1.74)	0.61 (10.81)	-0.035 (-0.74)	3.97

Notas: t-ratios entre paréntesis. El valor de  $\pi^{ob}$  de referencia es 4.38.

En la ecuación (IV.1) los valores críticos de  $J \sim \chi_8^2$  son 13.4 al 10% y 15.5 al 5%.

En las ecuaciones (IV.2) y (IV.3) los valores críticos de  $J \sim \chi_{11}^2$  son 17.3 al 10% y 19.7 al 5%.

Los valores críticos de  $Q \sim \chi_4^2$  son 7.78 al 10% y 9.49 al 5%

## 4 Conclusiones

En el presente trabajo, hemos intentado analizar si la elaboración de la política monetaria por parte del Banco de España, durante los años 1978 a 1998, se ha ajustado a los postulados de la regla de Taylor o a alguna derivación de la misma, teniendo en cuenta los condicionantes de la economía abierta. Para ello, estimamos una ecuación para el tipo de interés nominal a corto plazo como función de la tasa de inflación, medida por la variación del IPC, y del *output gap*, o lo que es lo mismo, de la desviación de la producción respecto a su senda de crecimiento a largo plazo. Como extensiones del planteamiento original de Taylor consideramos, por un lado, distintas posibilidades de formación de expectativas de inflación (*backward-looking*, *forward-looking* y una media de ambas); y, por otro lado, el ajuste gradual de los tipos de interés o *interest rate smoothing*. Por último, también se contempla la posibilidad de incluir adicionalmente, en la ecuación a estimar, variables tales como un agregado monetario y el tipo de cambio.

El análisis se ha realizado dividiendo el periodo muestral en dos subperiodos delimitados por la fecha de entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del SME en junio de 1989. Esta fecha supone un cambio en el esquema de la política monetaria española, que pasa de tener como objetivo intermedio un agregado de liquidez amplio, conducido mediante el control de una variable instrumental relacionada con dicho objetivo, a adoptar una estrategia basada en el control de la inflación a través de la modificación de la estructura de tipos de interés de la economía.

Tras estimar una función de reacción para la política monetaria del Banco de España, los resultados obtenidos aparecen claramente diferenciados. Para el primer subperiodo (1978:1-1989:2) los coeficientes muestran los signos adecuados pero valores que distan mucho de los recogidos en la literatura. Particularmente, el coeficiente de la inflación y el grado de alisamiento del tipo de interés resultan ser muy bajos; por ello, deducimos que la evolución de los tipos de interés en España no se explicaría adecuadamente mediante una regla de política monetaria, en la línea de la sugerida por Taylor. Es más, cuando hemos extendido el análisis considerando especificaciones alternativas de la función de reacción del Banco de España, los resultados no han mejorado sustancialmente. Por tanto, se podría concluir que las sucesivas ampliaciones del objetivo intermedio que caracterizó la política monetaria durante dicho periodo, dificultan la posibilidad de describirlo mediante una regla simple de política monetaria.

Sin embargo, los resultados obtenidos para el segundo subperiodo (1989:2-1998:4) pueden considerarse más satisfactorios. Los coeficientes estimados resultan significativos, y tanto los valores como los signos de los mismos estarían en la línea de los obtenidos en otros trabajos al respecto: la respuesta del tipo de interés nominal a la inflación se situaría en torno al 2 por ciento, el grado de estabilización del *output gap* no superaría en promedio el 0.5 por ciento, y el grado de alisamiento de las variaciones del tipo de interés nominal alcanzaría un valor entre el 0.6 y el 0.8 por ciento. Ninguna de las modificaciones llevadas a cabo a partir de nuestra especificación básica, altera sustancialmente los resultados, por lo que todo ello podría avalar que nuestros resultados son robustos. A la luz de los mismos, y comparando con otros estudios similares, podría decirse que el Banco de España, desde la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME, habría seguido una regla de política monetaria, en la línea de la sugerida por Taylor, relativamente más orientada a controlar la inflación que la que habrían seguido otros países.



## REFERENCIAS

Aríztegui, F.J. (1990): “La política monetaria en España: un periodo crucial”, en García Delgado, J. L. (dir.): *Economía Española de la transición y la democracia*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid, 307-343.

Ayuso, J. y Escrivá, J.L. (1997): “La evolución de la estrategia de control monetario en España”, capítulo 2 en *La política monetaria y la inflación en España*, Servicio de Estudios del Banco de España y Alianza Editorial, Madrid, 89-120.

Ball, L. (1999): “Policy rules for open economies”, capítulo 3 en Taylor J.B.(ed.): *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, 127-156.

Ballabriga, F.C. y Sebastián, M. (1993): “Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?”, *Revista Española de Economía* 10, 283-306.

Batini, N. y Haldane, A.G. (1999): “Forward-Looking rules for monetary policy”, capítulo 4 en Taylor J.B.(ed.): *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, 157-201.

Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (1998): “Monetary policy rules in practice: some international evidence”, *European Economic Review* 42, 1033-1067.

Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (1999): “The science of monetary policy: a New Keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature* 37, 1661-1707.

Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (2000): “Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory”, *Quarterly Journal of Economics* 115, 147-180.

Doménech, R.; Ledo, M. y Taguas, D. (2000): “Some new results on interest rate rules in EMU and in the US”, *mimeo*, Universidad de Valencia

y Servicio de Estudios del Banco Bilbao Vizcaya Argentaria, disponible en <http://fuster.iei.uv.es/~rdomenech/rules/rules.pdf>

Erias Rey, A. y Sánchez Santos, J.M. (1998): *Política Monetaria y Política Fiscal*, Editorial Pirámide, Madrid.

Escrivá, J.L. y Santos, R. (1991): “Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España”, Documento de Trabajo 9111, Banco de España, Madrid.

Esteve, V. y Tamarit, C. (1994): “Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España”, *Revista de Economía Aplicada* 2, nº5, 27-50.

Esteve, V. y Tamarit, C. (1996): “Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española”, *Moneda y Crédito* 203, 11-41.

Friedman, M. (1959): *A Program for Monetary Stability*, Fordham University Press, New York.

Fuhrer, J.C. y Moore, G.R. (1995): “Inflation persistence”, *Quarterly Journal of Economics* 110, 127-159.

Gerlach, S. y Schnabel, G. (2000): “The Taylor rule and interest rates in the EMU area”, *Economics Letters* 67, 165-171.

Judd, J.P. y Rudebusch, G.D. (1998): “Taylor’s Rule and the Fed: 1970-1997”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* 3, 3-16.

Kozicki, S. (1999): “How useful are Taylor rules for monetary policy”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, segundo trimestre, 1-33.

Nelson, E. (2000): “UK monetary policy 1972-1997: a guide using Taylor rules”, Working Paper 120, Bank of England, London.

Newey, W.K. y West, K.D. (1987): “A simple, positive, semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”,

*Econometrica* 55, 703-708.

Orphanides, A. (1997): "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data", *mimeo*, Board of Governors of the Federal Reserve System, disponible en <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1998/199803/199803pap.pdf>

Pérez Rodríguez, J.V. (1994): "El método generalizado de los momentos. Un survey", *Cuadernos de Economía* 22, 399-414.

Raymond, J.L. y Palet, J. (1990): "Factores determinantes de los tipos de interés en España", *Papeles de Economía Española* 43, 144-160.

Svensson, L.E.O. (1997): "Inflation targeting: some extensions", Working Paper 5962, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Svensson, L.E.O. (2000): "Open-economy inflation targeting", *Journal of International Economics* 50, 155-183.

Taylor, J.B. (1993): "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.