

LAS REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA EN LA ACTUACIÓN DEL BANCO DE ESPAÑA: 1978-1998*

CARMEN DÍAZ ROLDÁN

Universidad de Castilla-La Mancha y centra

ALBERTO MONTERO SOLER

Universidad de Málaga y centra

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, podría caracterizarse mediante la regla de Taylor o 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.

El análisis de la política monetaria instrumentada por los bancos centrales ha sido abordado en los últimos años en el marco de una serie de “reglas de política monetaria”. Entre esas reglas ha adquirido especial protagonismo 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.

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), Kozicki (1999), Nelson (2000), Gerlach y Schnabel (2000), Mihov (2001) o Doménech, Ledo y Taguas (2002), entre otros] que

(*) Agradecemos las sugerencias de Oscar Bajo, Vicente Esteve, el asesoramiento econométrico de Jorge V. Pérez, así como los comentarios de dos evaluadores anónimos. Carmen Díaz agradece además la financiación recibida del Ministerio de Educación y Cultura, a través del Proyecto PB98-0546-C02-01. La primera versión de este artículo está disponible como Documento de Trabajo en *Estudios sobre la Economía Española* EEE 97, FEDEA, 2001.

han tratado de analizar hasta qué punto la política monetaria aplicada por los bancos centrales se adecúa a ese tipo de regla o a alguna de sus versiones.

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 la regla de Taylor. Hasta la fecha, son escasos los estudios que han intentado caracterizar sistemáticamente la actuación del Banco de España en términos de una regla de política monetaria. 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 alternativos de financiación pública. Un enfoque más cercano al nuestro es el de Escrivá y Santos (1991), 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.

Más recientemente, nos encontramos con la aportación de Galí (1999) quien caracteriza, de forma descriptiva, la política monetaria seguida en España tras la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME) mediante una regla de política monetaria del tipo propuesto por Taylor. Desde otra perspectiva, López Pérez (2002) realiza un ejercicio de contraste de fuentes de datos, para lo cual toma como referencia los coeficientes de la regla de Taylor. De esta manera, utilizando “las previsiones del PIB y de la tasa de inflación procedentes de las series confidenciales del Banco de España”, comprueba que los resultados varían en función de los datos. El énfasis de dicho trabajo se centra, por tanto, en la importancia que tiene el uso de la información a la que tiene acceso la autoridad monetaria a la hora de tomar sus decisiones.

Por el contrario, en nuestro trabajo, siguiendo a Clarida, Galí y Gertler (2000), estimamos una ecuación para el tipo de interés nominal a corto plazo, donde utilizamos datos de variables observadas. Por ello, nuestros resultados son comparables con los de la literatura sobre el tema, a diferencia de los de López Pérez (2002) que utiliza datos confidenciales. Nuestra muestra, a su vez, se divide en dos 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), mientras que en la segunda submuestra (1989:3-1998:4) predominarían las de una “economía abierta”, sujeta a los compromisos cambiarios derivados de la incorporación de la peseta al SME.

Un resultado particularmente importante obtenido en el segundo subperiodo sería que la política monetaria seguida en España habría tenido un carácter más antiinflacionista que la de los países de su entorno. Por ello, más allá del interés meramente histórico de obtener una caracterización para la política monetaria del Banco de España, los resultados de nuestro trabajo permiten plantear la cuestión de hasta qué punto podría resultar más costoso para España seguir la política monetaria del Banco Central Europeo (BCE), que para otros países que pudieran

haber seguido una actitud más moderada en la lucha contra la inflación. Estos costes pueden surgir en la medida en que la política monetaria del BCE sea una media ponderada de la de los países participantes en la UEM [Mihov (2001)].

El trabajo se estructura como sigue. En la sección 1 repasaremos brevemente la especificación de la regla de Taylor así como la literatura relacionada con el tema. En la sección 2, 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 3.

1. LA REGLA DE TAYLOR

La regla de Taylor (1993)¹ es una regla de comportamiento que aproxima 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. En su versión analítica más simple, la regla de Taylor puede expresarse en los siguientes términos:

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

o, de forma equivalente,

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

Según la expresión [1], el tipo de interés nominal a corto plazo para el periodo t (r_t) vendría determinado por la suma de la tasa de inflación efectiva registrada en dicho período (π_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 ($\pi_t - \pi^{ob}$), y de la desviación de la producción real respecto a su tendencia de largo plazo ($y_t - \bar{y}_t$), ponderadas ambas por los parámetros $(\beta - 1)$ y γ , respectivamente. De esta forma, para $\beta > 1$ y $\gamma > 0$, cuando la inflación está por encima del objetivo ($\pi_t > \pi^{ob}$), o el *output gap* es positivo ($y_t > \bar{y}_t$), la regla de Taylor recomendaría un ajuste al alza del tipo de interés nominal y viceversa.

Taylor ilustró esta ecuación para el caso 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. Para ello no estimó econométricamente la ecuación anterior, sino que supuso que las ponderaciones que la Reserva Federal otorgaba a las desviaciones del *output* y la inflación eran ambas 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 ($R_t^* = \pi_t^{ob} = 2$). Los resultados que obtuvo mostraban cómo una regla de

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

este tipo permitía describir de una forma simple la actuación de la Reserva Federal durante el periodo analizado.

Algunos de los trabajos empíricos realizados posteriormente han introducido modificaciones. 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, o *interest rate smoothing* (Clarida, Galí y Gertler [1998, 1999, 2000], y Judd y Rudebusch [1998]). Por otro lado, a diferencia de Taylor (1993), que utiliza valores contemporáneos, las expectativas pueden aproximarse mediante valores retardados de las 4 variables, (especificación *backward looking*), como puede verse en Kozicki (1999); o bien mediante valores anticipados (especificación *forward looking*), como proponen Clarida, Galí y Gertler (1998, 2000) o Batini y Haldane (1999).

2. UNA FUNCIÓN DE REACCIÓN PARA LA POLÍTICA MONETARIA DEL BANCO DE ESPAÑA: 1978-1998

Nuestra especificación empírica incorpora, en la línea de Clarida, Galí y Gertler (2000), la consideración del *interest rate smoothing* y la introducción de expectativas. Por lo tanto, la especificación que proponemos es la siguiente modificación de la ecuación [2] anterior:

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

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, π_{t+i} es la tasa de inflación del periodo $t + i$, π^{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 mismas, Ω_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 según a) la desviación de las expectativas de inflación respecto a su objetivo de inflación y b) las expectativas sobre el *output gap*. Por otro lado suponemos, además, que en la práctica el tipo de interés del periodo corriente, r_t , 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:

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

indicando $0 \leq \rho \leq 1$ la magnitud del ajuste gradual de las variaciones en el tipo de interés nominal.

Así, combinando las ecuaciones [3] y [4], obtenemos:

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

y, escribiendo [5] en términos de las variables realizadas:

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

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*.

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

A la hora de estimar la ecuación [6] y a partir de ella obtener el valor de los parámetros (α , β , γ , ρ) utilizaremos el Método Generalizado de los Momentos (MGM) [véase una panorámica en Pérez Rodríguez (1994)]. Para ello, consideramos el vector $u_t \in \mathbb{R}^k$, 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 el periodo. Así, dado que $\alpha \equiv r^{ob} - \beta\pi^{ob}$, entonces:

$$\pi^{ob} = \frac{r^{ob} - \alpha}{\beta} \quad [7]$$

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)². Adicionalmente, y siguiendo la recomendación de un evaluador anónimo, se obtuvo otra estimación

(2) Se calcularon también una tendencia cuadrática y una tendencia cúbica, siendo la tendencia lineal la que proporcionaba un mejor ajuste a la serie del PIB.

del *output gap* utilizando el filtro de Hodrick y Prescott para realizar una estimación alternativa.

Por último, en las estimaciones se han utilizado como instrumentos cuatro desfases de cada una de las variables explicativas.

2.1. Especificación básica

Para estimar la ecuación [6], dividimos el periodo muestral en dos subperiodos. Este tipo de análisis está en la línea del realizado por Clarida, Galí y Gertler (2000), que contrastan una función de reacción para la política monetaria estadounidense, antes y después del nombramiento de Paul Volcker para la presidencia de la Reserva Federal. Nuestro primer subperiodo (1978:1-1989:2), corresponde a los años previos a la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME. Comenzamos trabajando con datos de 1978, año en el que el Banco de España hace público su objetivo de control monetario. El segundo subperiodo (1989:3-1998:4) concluye con la incorporación de España, en enero de 1999, a la UEM.

Estimamos la especificación dada por la ecuación [6] mediante 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*^{3,4}.

2.1.1. Los años de transición de la política monetaria: 1978-1989

En el cuadro 1 se recogen los resultados obtenidos para el primer periodo de la muestra (1978:1-1989:2). Las estimaciones comienzan en 1979:1, salvo las de las ecuaciones (I.1a), (I.1a'), (I.1b) y (I.1b') que comienzan 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 α , β , γ , ρ , y finalmente, el objetivo de inflación implícito, π^{ob} , obtenido a partir de [7]. 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 $\pi^{ob} = 6,68$ (6,43 para las ecuaciones en las que el periodo muestral es 80:1-89:2). Para todas las ecuaciones, junto al coeficiente de determinación ajustado, se muestran el es-

(3) Se contrastaron también otras especificaciones (disponibles previa petición a los autores) que contemplaban distintos horizontes temporales para el *output gap* (es decir, $j \neq 0$), siendo las mostradas más abajo las que ofrecen mejores resultados.

(4) Nótese que en la especificación dada por la ecuación [6] estamos suponiendo que el coeficiente α es constante, del mismo modo que se hace en la literatura citada en las secciones 1 y 2. No obstante, se repitieron las estimaciones de la especificación básica de los cuadros 1 y 2 incluyendo una tendencia lineal, pero los resultados (disponibles previa petición) no resultaron plenamente satisfactorios.

Cuadro 1: 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		α	β	γ	ρ	λ	π^{ob}
(I.1a)	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,17$ $J = 0,20$ $Q_4 = 17,28$	8,79 (7,35)	0,71 (5,55)	0,57 (3,26)	0,46 (3,39)		7,76
(I.1a')	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = -0,09$ $J = 0,27$ $Q_4 = 7,48$	9,76 (7,47)	1,94 (5,44)	1,24 (4,39)	0,33 (2,59)	-1,63 (-3,31)	2,34
(I.1b)	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,20$ $J = 0,19$ $Q_4 = 8,64$	7,58 (8,20)	0,66 (8,93)	1,29 (2,81)	0,20 (1,44)		10,18
(I.1b')	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = -0,40$ $J = 0,12$ $Q_4 = 19,09$	7,73 (15,15)	-0,04 (-0,38)	0,45 (2,56)	-0,14 (-2,09)	0,98 (5,31)	-164,25
(I.2a)	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,08$ $J = 0,13$ $Q_4 = 9,19$	10,27 (9,49)	0,45 (3,78)	0,31 (1,67)	0,46 (3,83)		8,95
(I.2a')	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,04$ $J = 0,13$ $Q_4 = 12,99$	10,98 (15,35)	-0,48 (-5,72)	-0,08 (-1,75)	0,41 (7,21)	1,06 (8,06)	-6,91
(I.2b)	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,15$ $J = 0,14$ $Q_4 = 15,22$	9,04 (6,73)	0,51 (4,33)	1,02 (1,81)	0,41 (3,23)		10,31
(I.2b')	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,03$ $J = 0,12$ $Q_4 = 13,64$	9,67 (11,93)	-0,55 (-5,37)	-0,12 (-0,33)	0,44 (6,37)	1,48 (7,23)	-8,30
(I.3a)	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,11$ $J = 0,11$ $Q_4 = 10,25$	11,10 (7,04)	0,34 (2,33)	0,16 (0,81)	0,46 (3,55)		9,41
(I.3a')	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,05$ $J = 0,10$ $Q_4 = 13,21$	9,65 (16,05)	-0,56 (-6,11)	-0,02 (-0,47)	0,43 (7,34)	1,43 (10,03)	-8,43
(I.3b)	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,20$ $J = 0,16$ $Q_4 = 15,76$	9,71 (7,73)	0,47 (4,07)	0,71 (1,49)	0,40 (3,29)		9,76
(I.3b')	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,06$ $J = 0,10$ $Q_4 = 12,46$	9,6 (16,07)	-0,53 (-6,45)	0,15 (0,51)	0,40 (6,64)	1,41 (10,30)	-8,75

Nota: t-ratios entre paréntesis.

En las ecuaciones (I.1a) y (I.1b) el periodo muestral ha sido 80:1-89:2 y π^{ob} de referencia es 6,43.

Para el resto de las regresiones π^{ob} de referencia es 6,68.

Los valores críticos de $J \sim \chi^2_8$ son 13,4 al 10% y 15,5 al 5%.

Los valores críticos de $Q \sim \chi^2_4$ son 7,78 al 10% y 9,49 al 5%.

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.

Al estimar las ecuaciones (I.1a), (I.2a) y (I.3a) se han tomado los valores del *output gap* calculados como las desviaciones del PIB respecto a su tendencia li-

neal a largo plazo; mientras que para las ecuaciones (I.1b), (I.2b) y (I.3b), los valores del *output gap* se han obtenido utilizando el filtro de Hodrick y Prescott. Además presentamos las estimaciones que incluyen el tipo de interés alemán como variable adicional, en las ecuaciones (I.1a'), (I.2a'), (I.3a'), (I.1b'), (I.2b') y (I.3b').

La ecuación (I.1a), 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 ajuste gradual 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.2a), 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.3a), si bien el coeficiente del *output gap* deja de ser significativo, y el objetivo de inflación obtenido (9,41) se aleja más aún del de referencia.

Como puede observarse, la estimación de las ecuaciones (I.1b), (I.2b) y (I.3b) no mejora los resultados. Concretamente, el coeficiente del *output gap* en la ecuación (I.1b) es anormalmente mayor que la unidad y lo mismo ocurre en (I.2b), aunque esta vez deje de ser significativo. Asimismo, los objetivos de inflación implícitos que se obtienen se alejan más aún de los objetivos de referencia. Comentarios similares cabría hacer si incluimos el tipo de interés alemán, dicha variable no siempre muestra el signo esperado aunque resulte significativa y al ser tenida en cuenta da lugar a unas estimaciones que se alejan considerablemente de los valores y los signos esperados.

Podríamos, por lo tanto, concluir que 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.

2.1.2. La política monetaria en el Sistema Monetario Europeo

En el cuadro 2 se recogen los resultados obtenidos para el segundo periodo de la muestra (1989:3-1998:4), si bien para la especificación *forward looking*, ecuaciones (II.3a), (II.3a'), (II.3b) y (II.3b'), 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 $\pi^{ob} = 4,38$ (4,63 para las ecuaciones en las que el periodo muestral es 89:3-97:4). De nuevo, en las ecuaciones (II.1a), (II.2a) y (II.3a) se utilizan los valores del *output gap* como desviaciones del PIB respecto a su tendencia lineal; mientras que para las ecuaciones (II.1b), (II.2b) y (II.3b) se han tomado los valores obtenidos al utilizar el filtro de Hodrick y Prescott. Del mismo modo que en el cuadro 1, presentamos las estimaciones que incluyen el tipo de interés alemán en las ecuaciones (II.1a'), (II.2a'), (II.3a'), (II.1b'), (II.2b') y (II.3b').

**Cuadro 2: 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		α	β	γ	ρ	λ	π^{ob}
(II.1a)	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,95$ J = 0,21 $Q_4 = 6,41$	-2,42 (-2,84)	2,30 (16,72)	0,39 (2,55)	0,63 (8,43)		5,35
(II.1a')	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,94$ J = 0,21 $Q_4 = 4,36$	-4,76 (-3,23)	2,63 (11,04)	1,07 (3,42)	0,81 (19,27)	-0,28 (-1,53)	5,57
(II.1b)	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,95$ J = 0,19 $Q_4 = 5,13$	-1,88 (-1,84)	2,21 (12,90)	0,91 (2,95)	0,73 (10,66)		5,33
(II.1b')	$(i = -1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,94$ J = 0,20 $Q_4 = 4,21$	-2,35 (-1,80)	2,40 (7,86)	1,74 (3,72)	0,82 (21,13)	-0,27 (-1,46)	5,10
(II.2a)	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,92$ J = 0,15 $Q_4 = 12,32$	-1,01 (-2,00)	2,24 (27,08)	0,16 (1,45)	0,50 (6,10)		4,87
(II.2a')	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,92$ J = 0,19 $Q_4 = 10,09$	-1,08 (-1,90)	2,61 (9,80)	0,31 (2,44)	0,59 (13,85)	-0,36 (-1,89)	4,25
(II.2b)	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,92$ J = 0,17 $Q_4 = 11,45$	-0,57 (-1,13)	2,19 (22,15)	0,38 (1,77)	0,52 (7,47)		4,78
(II.2b')	$(i = 0, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,92$ J = 0,18 $Q_4 = 8,29$	-1,80 (-2,48)	1,71 (7,64)	-0,21 (-1,00)	0,58 (8,22)	0,70 (3,04)	6,84
(II.3a)	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,91$ J = 0,17 $Q_4 = 11,77$	0,05 (0,23)	2,13 (13,98)	0,06 (0,12)	0,65 (8,46)		4,62
(II.3a')	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,79$ J = 0,12 $Q_4 = 21,86$	0,16 (0,54)	3,52 (9,89)	1,36 (12,80)	0,64 (15,18)	-1,66 (-5,13)	2,76
(II.3b)	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,91$ J = 0,22 $Q_4 = 5,38$	0,09 (0,13)	1,67 (12,61)	2,36 (5,25)	0,82 (18,86)		5,98
(II.3b')	$(i = 1, j = 0)$ $\bar{R}^2 = 0,79$ J = 0,172 $Q_4 = 21,35$	3,07 (8,99)	2,90 (14,30)	1,96 (17,78)	0,64 (21,70)	-1,34 (-6,72)	2,35

Nota: t-ratios entre paréntesis.

En las ecuaciones (II.3a) y (II.3b) el periodo muestral analizado ha sido 89:3-97:4 y π^{ob} de referencia es 4,63.

Para el resto de las regresiones π^{ob} de referencia es 4,38.

Los valores críticos de $J \sim \chi^2_8$ son 13,4 al 10% y 15,5 al 5%.

Los valores críticos de $Q \sim \chi^2_4$ son 7,78 al 10% y 9,49 al 5%.

Las ecuaciones (II.1a), (II.2a) y (II.3a) muestran resultados semejantes, si bien resulta ser la especificación *backward looking* para la inflación, ecuación (II.1a), 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 \bar{R}^2 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 implícito de inflación toma 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 torno a los obtenidos en los trabajos empíricos mencionados anteriormente (β entre 1,5 y 2, γ entre 0,07 y 0,8 y ρ 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 (2002), que trabajan con datos agregados de la UEM para el periodo 1983-1999 y obtienen $\beta = 1,62$, $\gamma = 0,80$ y $\rho = 0,88$, podríamos concluir 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 se encuentran también en la línea de los nuestros aunque de nuevo resultaría mayor el esfuerzo por controlar la inflación por parte del Banco de España.

Los resultados obtenidos en las ecuaciones (II.1b), (II.2b) y (II.3b), son análogos a los anteriores en términos generales, excepto para el coeficiente del *output gap*. Particularmente, en (II.1b) el coeficiente resulta un tanto elevado, y en (II.3b) excede el valor de 2. Por otra parte, si atendemos a las especificaciones que incluyen el tipo de interés alemán; aunque obtenemos mejores resultados que en el cuadro 1, tampoco resultan satisfactorios en este segundo periodo.

Como puede apreciarse a la luz de los resultados anteriores, 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, cuando la inflación española era superior a la de los países comunitarios y la demanda interna experimentaba un fuerte crecimiento. Esta conclusión nos conduce a preguntarnos qué implicaciones podría tener seguir las directrices del BCE tras la incorporación a la UEM. La insuficiencia de la política monetaria común para contener la inflación en España podría explicar, al menos en parte, el repunte inflacionista que se viene observando en los últimos años; además de revelar la necesidad de recurrir a otro tipo de políticas económicas de apoyo⁵.

(5) El análisis de dichas implicaciones, así como otros resultados adicionales, puede verse en Díaz y Montero (2004). Particularmente, se incluyeron variables tales como: tipo de cambio peseta-dólar, tipo de cambio peseta-marco alemán, tipo de interés estadounidense (*federal funds rate*), tasa de crecimiento de M3, tasa de crecimiento de los ALP, y se introdujeron las expectativas de inflación como una media de dicha variable evaluada un periodo hacia atrás y un periodo hacia adelante [siguiendo a Fuhrer y Moore (1995)].

3. CONCLUSIONES

En el presente trabajo, hemos intentado analizar si la ejecución de la política monetaria por parte del Banco de España, durante los años 1978 a 1998, se habría ajustado a 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; considerando, por un lado, distintas posibilidades de formación de expectativas de inflación y, por otro lado, el ajuste gradual de los tipos de interés o *interest rate smoothing*.

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. 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 sugerida por Taylor.

Sin embargo, los resultados obtenidos para el segundo subperiodo (1989:2-1998:4) pueden considerarse más satisfactorios. En particular, de acuerdo con nuestra especificación básica (ecuación (II.1a) del cuadro 2) 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: el coeficiente de la inflación sería superior a 2, el del *output gap* no superaría el valor de 0,5, y el ajuste gradual de las variaciones del tipo de interés nominal alcanzaría un valor entre el 0,6 y el 0,8. 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. Esto nos lleva a plantear la cuestión de hasta qué punto no estaría resultando más costoso para España, en términos de inflación, seguir la política monetaria del BCE que para otros países. Y, profundizando más aún, ello avalaría la necesidad de tener en cuenta las reformas estructurales como alternativa para reducir la inflación.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ayuso, J. y J.L. Escrivá (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, págs. 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, págs. 127-156.

- Ballabriga, F.C. y M. Sebastián (1993): “Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?”, *Revista Española de Economía* 10, págs. 283-306.
- Batini, N. y A.G. Haldane (1999): “Forward-Looking rules for monetary policy”, capítulo 4 en Taylor J.B.(ed.): *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, págs. 157-201.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998): “Monetary policy rules in practice: some international evidence”, *European Economic Review* 42, págs. 1033-1067.
- Clarida, R. J. Galí y M. Gertler (1999): “The science of monetary policy: a New Keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature* 37, págs. 1661-1707.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (2000): “Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory”, *Quarterly Journal of Economics* 115, págs. 147-180.
- Díaz, C. y A. Montero (2004): “How useful are monetary policy rules to deal with inflation? The Spanish case”, Documento de Trabajo, Fundación Centro de Estudios Andaluces, de próxima aparición.
- Doménech, R., M. Ledo y D. Taguas (2002): “Some new results on interest rate rules in EMU and in the US”, *Journal of Economics and Business* 54, págs. 431-446.
- Escrivá, J.L. y R. Santos (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 C. Tamarit (1994): “Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España”, *Revista de Economía Aplicada* 2, n.º 5, págs. 27-50.
- Esteve, V. y C. Tamarit (1996): “Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española”, *Moneda y Crédito* 203, págs. 11-41.
- Fuhrer, J.C. y G.R. Moore (1995): “Inflation persistence”, *Quarterly Journal of Economics* 110, págs. 127-159.
- Galí, J. (1999): “La política monetaria europea y sus posibles repercusiones sobre la economía española”, en *El Euro y sus repercusiones sobre la Economía Española*, Fundación BBV, Bilbao.
- Gerlach, S. y G. Schnabel (2000): “The Taylor rule and interest rates in the EMU area”, *Economics Letters* 67, págs. 165-171.
- Judd, J.P. y G.D. Rudebusch (1998): “Taylor’s Rule and the Fed: 1970-1997”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* 3, págs. 3-16.
- Kozicki, S. (1999): “How useful are Taylor rules for monetary policy”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, segundo trimestre, págs. 1-33.
- López Pérez, V. (2002): “¿Ha seguido el Banco de España una regla de Taylor con información en tiempo real?”, *Investigaciones Económicas* 26, págs. 475-496.
- Mihov, I. (2001): “Monetary policy implementation and transmission in the European Monetary Union”, *Economic Policy* 33, págs. 371-406.
- Nelson, E. (2000): “UK monetary policy 1972-1997: a guide using Taylor rules”, Working Paper 120, Bank of England, London.
- Newey, W.K. y K.D. West (1987): “A simple, positive, semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”, *Econometrica* 55, págs. 703-708.
- Pérez Rodríguez, J.V. (1994): “El método generalizado de los momentos. Un survey”, *Cuadernos de Economía* 22, págs. 399-414.
- Raymond, J.L. y J. Palet (1990): “Factores determinantes de los tipos de interés en España”, *Papeles de Economía Española* 43, págs. 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, págs. 155-183.
- Taylor, J.B. (1993): "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, págs. 195-214.

Fecha de recepción del original: mayo, 2001

Versión final: marzo, 2003

ABSTRACT

The specification of the central bank's reaction function in the terms proposed by Taylor (1993) allows us to determine the extent to which 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.