

¿HA SEGUIDO EL BANCO DE ESPAÑA UNA REGLA DE TAYLOR CON INFORMACIÓN EN TIEMPO REAL?

VÍCTOR LÓPEZ PÉREZ
Banco Central Europeo y CEMFI

Este trabajo analiza la instrumentación de la política monetaria en España durante el período 1984-1998. Su principal innovación consiste en utilizar por primera vez las previsiones procedentes de las series confidenciales del Banco de España. Dos conclusiones se obtienen de este trabajo. En primer lugar, desde 1988 a 1998 el Banco de España tomó las decisiones de política monetaria coherentemente con lo indicado por una regla similar a la regla de Taylor. En segundo lugar, el análisis riguroso de las decisiones de política monetaria requiere tener en cuenta los problemas de información del banco central.

Palabras clave: Política monetaria, conjunto de información, banco central, regla de tipos de interés.

(JEL E31, E52, E58)

1. Introducción

La relevancia de las decisiones de política monetaria sobre los agentes económicos es manifiesta. Este hecho se hace patente en la repercusión que tiene en los medios de comunicación cualquier anuncio de modificación de tipos de interés por parte de la Reserva Federal o del Banco Central Europeo. Por ello, cada vez son más los trabajos que tratan de analizar el comportamiento de los bancos centrales¹, cuyas decisiones son, en muchos casos, el resultado de una combinación entre reglas de

Agradezco a Ana Fernandes, Agustín Maravall, Claudio Michelacci, Pedro Mira, Francisco Peñaranda, Rafael Repullo, Enrique Sentana, a dos evaluadores anónimos y, especialmente, a Samuel Bentolila y Jordi Galí sus valiosos comentarios y sugerencias. También deseo dar las gracias al Servicio de Estudios y a la Biblioteca del Banco de España por la ayuda prestada en la obtención de los datos.

¹Ver, por ejemplo, Taylor (1993) y Clarida, Galí y Gertler (1999) para el caso estadounidense y Peersman y Smets (1998) y Gerlach y Schnabel (2000) para la zona Euro.

política monetaria y cierto grado de discrecionalidad. Incluso el propio Alan S. Blinder, ex-vicepresidente de la Reserva Federal, afirma que “la actividad de los bancos centrales tiene tanto de ciencia como de arte” (Blinder, 1997).

Ahora bien, existen reglas monetarias simples que relacionan el instrumento de política con determinadas variables macroeconómicas. Estas reglas tratan de aproximar el comportamiento de la autoridad monetaria, no de captar meras relaciones tecnológicas entre variables. Si las decisiones de los bancos centrales son observacionalmente similares a las tomadas aplicando una regla², la forma funcional de la misma y las estimaciones de sus coeficientes nos pueden dar información acerca del modo en que el banco central responde a la situación pasada, presente o esperada de la economía.

Una de las reglas de política monetaria de mayor relevancia es la conocida como regla de Taylor. Fue propuesta por John Taylor en 1993 para el caso estadounidense:

$$\hat{\pi}_t = (\hat{\pi}^h + \pi^h) + 1\alpha(\pi_t - \pi^h) + 0\beta(\pi_t - \pi^h) \quad [1]$$

donde $\hat{\pi}_t$ denota el tipo de interés de los fondos federales, π^h es el tipo de interés real objetivo, $\pi_t - \pi^h$ representa la desviación de la tasa de inflación con respecto al objetivo en los últimos cuatro trimestres y el término $\pi_t - \pi^h$ mide la diferencia (en tanto por ciento) entre el Producto Nacional Bruto (PNB) real americano y el producto potencial, es decir, la llamada brecha del producto. La relevancia de esta especificación radica fundamentalmente en que replicaba especialmente bien los movimientos del tipo de interés de los fondos federales desde 1987 hasta 1992, periodo durante el cual la Reserva Federal consiguió reducir los niveles de inflación y las fluctuaciones cíclicas del producto.

Clarida, Galí y Gertler (1999) generalizan la regla de Taylor, de forma que el tipo de interés responda a variables macroeconómicas esperadas en lugar de a variables pasadas. Las estimaciones de este tipo de reglas con expectativas³ se realizan incluyendo los valores adelantados del producto y la inflación en lugar de las previsiones de dichas variables.

²Probablemente la autoridad monetaria no habrá tomado sus decisiones mediante el uso mecánico de una regla simple, pero su comportamiento puede aproximarse bastante bien mediante una regla.

³Por ejemplo, Clarida, Galí y Gertler (1999) y Dolado, María-Dolores y Naveira (2000).

Con ello se supone que las expectativas formuladas por la autoridad monetaria son racionales y sus errores de predicción, por tanto, impredecibles. De hecho, sustituir en la regla de política las desviaciones futuras realizadas en lugar de las esperadas es equivalente a considerar que el banco central dispone de información perfecta.

Este trabajo trata de analizar el comportamiento del Banco de España durante el periodo 1984-1998 bajo un supuesto más realista: el conjunto de información de la autoridad monetaria está compuesto por la información disponible en el momento de la toma de decisiones. Es lo que se conoce en la literatura como conjunto de información en tiempo real. Para ello, hay que tener en cuenta las previsiones del producto y la inflación realizadas por el Banco de España en cada momento del tiempo, la posible existencia de errores de estimación de la brecha del producto por el desconocimiento del producto potencial y el carácter provisional de las mediciones recientes. El objetivo principal es comparar los resultados de la estimación de una regla de política utilizando tanto los datos definitivos como los datos disponibles en tiempo real por el Banco de España.

La conclusión principal de este estudio es que el Banco de España ha tomado las decisiones de política monetaria desde 1988 hasta 1998 como si hubiese seguido una regla similar a la propuesta por Taylor. Dicha regla indica que la autoridad monetaria española trató de contrarrestar las desviaciones esperadas de la tasa de inflación con respecto al objetivo de inflación mediante movimientos en el tipo de interés real. Además, existen diferencias relevantes entre los resultados obtenidos bajo los distintos supuestos acerca de la información que posee la autoridad monetaria⁴.

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 revisa el marco teórico desarrollando analíticamente una variante de la regla de Taylor. En la sección 3 se estiman algunas posibles reglas de tipos de interés que pretenden describir el comportamiento del Banco de España desde 1984 hasta 1998. Por último, la sección 4 expone las principales conclusiones.

2. Marco teórico

El problema al que se enfrenta la autoridad monetaria, en el contexto de un modelo macroeconómico genérico con rigideces de precios,

⁴Este resultado fue obtenido por Orphanides (2001) para el caso estadounidense.

consiste en elegir una senda de tipos de interés nominales, $\{s_t\}$, desde el momento \bar{S} hasta E tal que:

$$a_t \{s_t\} = Y_{\bar{S}}^{YW} \sum_{0=\bar{S}}^3 2^{OD\bar{S}}$$

$$[\check{Z}_1(-\pi_t - \pi_t^h)^2 + \check{Z}_2(\pi_t - \pi_t^h)^2 + \check{Z}_3(\{y_t - y_t^h\})^2 + \check{Z}_4(\{y_t - y_{tD1}\})^2] \quad [2]$$

$$\mathbb{E}_t \{s_t - s_t^h\} = \sum_{\epsilon=1}^{\infty} \check{z}_{\epsilon} (\pi_{t+\epsilon} - \pi_{t+\epsilon}^h) + \sum_{n=0}^{\infty} \check{z}_n (\{y_{t+n} - y_{t+n}^h\}) + \kappa_1 \pi_t \quad [3]$$

$$-s_{t+1} = \sum_{f=0}^{f=a} \check{z}_f - \pi_{t+f} + \sum_{n=0}^{n=b} \check{z}_n (\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^h) + \kappa_2 \pi_t \quad [4]$$

donde $-\pi_t$ representa la tasa de variación de los precios o tasa de inflación, $-\pi_t^h$ es la tasa de inflación objetivo de la autoridad monetaria, $\{y_t\}$ representa la producción de la economía en el periodo t , $\{y_t^h\}$ el producto potencial de la economía en el periodo t definido como la producción obtenida sin rigideces nominales y, por último, $\{s_t\}$ es el tipo de interés nominal objetivo definido como la suma del tipo de interés real objetivo y la tasa de inflación objetivo. 2 es el factor de descuento. $Y_{\bar{S}}^{YW}$ denota el operador esperanza condicionada al conjunto de información de que dispone el banco central al comienzo del periodo t y $Y_{\bar{S}}$ representa la esperanza condicionada al conjunto de información que disponen los agentes económicos al comienzo del periodo t .

La especificación de la función de pérdida indica que el banco central no desea ni desviaciones de la inflación con respecto al objetivo de inflación fijado, ni desviaciones de la producción con respecto al producto potencial de la economía, ni desviaciones del tipo de interés nominal con respecto al tipo de interés nominal de largo plazo⁵, ni volatilidad excesiva de los tipos de interés⁶. Dichas desviaciones reci-

⁵La justificación para incluir esta desviación responde al hecho de que una economía pequeña toma como dado el tipo de interés real del exterior, por lo que el banco central debe instrumentar una política monetaria fijando un tipo de interés nominal compatible, a medio plazo, con esta restricción exterior (aunque a corto plazo pueda desviarse de ella).

⁶La autoridad monetaria puede tratar de evitar la excesiva volatilidad de los tipos de interés a corto plazo para favorecer el buen funcionamiento de los mercados financieros (Goodfriend (1991)), porque se encuentra en proceso de "aprendizaje" acerca de los mecanismos de transmisión de la economía, porque, de esta forma, puede afectar a los tipos de interés a largo plazo con menores movimientos del tipo

ben ponderaciones en la función objetivo de la autoridad monetaria captadas por los coeficientes \tilde{Z}_j .

Las dos restricciones describen el funcionamiento de la economía. La primera de ellas es una función de demanda o curva IS. La segunda restricción es una curva de Phillips⁷. De esta forma la autoridad monetaria puede incrementar la brecha del producto disminuyendo los tipos de interés nominales pero a costa de aumentar el nivel de inflación futura.

Es importante resaltar que el tipo de interés nominal no afecta contemporáneamente a la tasa de inflación, sino que lo hace con un periodo de retardo. Esto permite, como demuestran Svensson y Ball (1997), simplificar el problema y resolver periodo a periodo. De la condición de primer orden se obtiene:

$$\lambda_{\pi} = \lambda_{D1} + (1 - \beta) \lambda_{\pi} \tag{5}$$

con $\beta = \frac{\tilde{Z}_4}{Z_3 + Z_4}$ e

$$\lambda_{\pi} = \lambda_{\pi}^h + \tilde{z} (Y_{\pi}^{YW}(-\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^h) + \lambda (Y_{\pi}^{YW}(\pi_t - \pi_t^h)) \tag{6}$$

donde $\tilde{z} = \frac{\tilde{Z}_1 \tilde{Z}_0 \tilde{Z}_0^{\dagger}}{Z_3}$ y $\lambda = \frac{\tilde{Z}_2 \tilde{Z}_0^{\dagger}}{Z_3}$.

Bajo el supuesto de que el banco central dispone de información perfecta, λ_{π} se expresaría de la forma:

$$\lambda_{\pi}^{\dagger \text{erf}} = \lambda_{\pi}^h + \tilde{z} (-\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^h) + \lambda (\pi_t - \pi_t^h) \tag{7}$$

Si las expectativas que formula la autoridad monetaria son racionales, λ_{π} sería:

$$\lambda_{\pi}^{\text{uw}} = \lambda_{\pi}^h + \tilde{z} (-\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^h) + \lambda (\pi_t - \pi_t^h) + 1 \pi_t \tag{8}$$

con $1 \pi_t = \tilde{z} (Y_{\pi}^{YW}(-\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^h) + \lambda (Y_{\pi}^{YW}(\pi_t) - \pi_t^h)$. En la literatura se trata de obtener estimaciones de β , \tilde{z} y λ mediante el modelo de regresión descrito por [5] y [8]. Nótese que la representación en términos de esperanza condicionada de este modelo de regresión es la misma

de interés a corto plazo (Rotemberg y Woodford (1998)) o porque cambios en el nivel y en la senda de los tipos de interés pueden incrementar la percepción del público de que el banco central desconoce el funcionamiento de la economía y debe corregir sus propios errores (Ellis y Lowe (1997)).

⁷Los términos $\lambda_{1\pi}$ y $\lambda_{2\pi}$ puede interpretarse como perturbaciones de demanda y de oferta respectivamente.

que la del modelo descrito por [5] y [7]. Sólo difieren en la interpretación del término de error⁸. Sin embargo, si el supuesto de expectativas racionales no se verifica⁹, la combinación de [5] y [8] no es la especificación correcta que se deriva del modelo teórico. El propósito de este trabajo es obtener estimaciones de los parámetros de la función de reacción descrita directamente por las ecuaciones [5] y [6], al poder disponer, a diferencia de trabajos anteriores, de las previsiones que formuló el Banco de España para instrumentar la política monetaria entre 1984 y 1998.

3. Resultados empíricos

3.1. Modelo sin inercia en los tipos de interés

Se comienza el análisis con la estimación de la regla de comportamiento de un banco central en el caso particular en el que a la autoridad monetaria no le preocupa la volatilidad de los tipos de interés ($\dot{Z}_4 = 0$, lo que provoca $\dot{\pi} = 0$):

$$\dot{\pi}_t = \alpha + \beta(Y_t^{YW} - \pi_{t+1}) - \beta \pi_{t+1} + \gamma Y_t^{YW} + \epsilon_t \quad [9]$$

donde ϵ_t es una perturbación aleatoria que puede interpretarse como el error aleatorio transitorio cometido en la fijación del tipo de interés por parte de la autoridad monetaria.

Se estima esta especificación para el periodo 1984:01 a 1998:05 por el método generalizado de momentos (MGM)¹⁰. Además, mediante este mismo método y con el propósito de compararlas con las anteriores, se van a obtener estimaciones de los parámetros de la regla de política bajo el supuesto de que el Banco de España posee información perfecta.

En relación con los datos utilizados, para los tipos de interés de intervención de la autoridad monetaria se emplea el tipo marginal a un día de los préstamos de regulación monetaria hasta mayo de 1990.

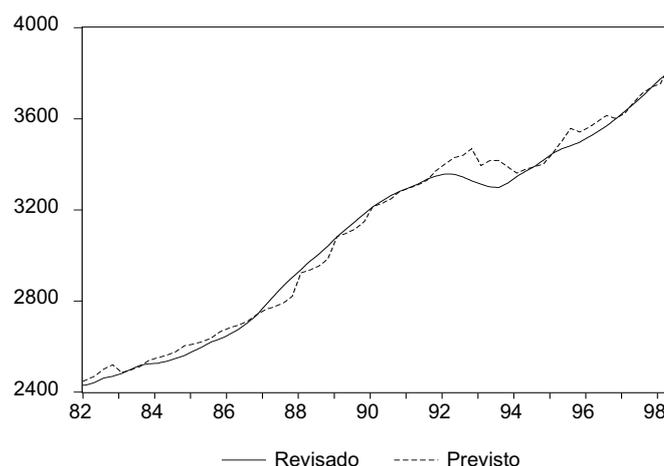
⁸Mientras bajo el supuesto de expectativas racionales el término de error capta errores de predicción de la autoridad monetaria, bajo el supuesto de que el banco central dispone de información perfecta puede captar errores transitorios en la instrumentación de la política monetaria.

⁹El supuesto de que el banco central formula expectativas racionales no se verificaría si se cometen errores de estimación sistemáticos del producto potencial que provoquen errores de predicción sistemáticos de la brecha del producto. Orphanides (1999) muestra que este pudo ser el caso de la Reserva Federal durante los años sesenta y setenta.

¹⁰Ver Hansen (1982).

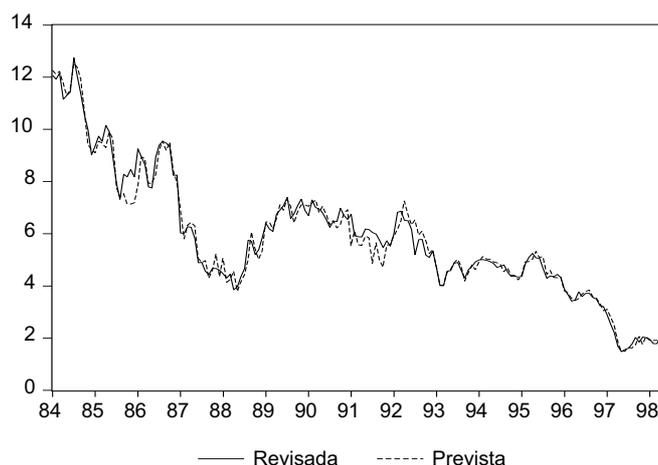
Tras esta fecha se incluye el tipo marginal de las subastas a 10 días de adquisiciones temporales de Certificados del Banco de España. Las previsiones de inflación (tasa de variación interanual desestacionalizada del Índice de Precios al Consumo) se han tomado de los documentos “La situación inflacionista en España” y “La inflación en España” de la serie confidencial de documentos internos del Banco de España. Desgraciadamente, sólo se dispone de series completas para las previsiones contemporáneas (previsión realizada, por ejemplo, en julio, de la inflación en julio con información hasta junio) y de previsiones a un mes (previsión realizada, por ejemplo, en julio, de la inflación en agosto con información hasta junio) por lo que serán las utilizadas en este trabajo. Para las previsiones de la brecha del producto desestacionalizada, los cuadros de programación monetaria (también pertenecientes a la serie confidencial de documentos internos) recogen, a partir de finales de 1994, las previsiones trimestrales de la tasa de crecimiento anual del Producto Interior Bruto (PIB). Anteriormente no se presentan previsiones del PIB en dichos documentos internos pero el Servicio de Estudios del Banco de España ha calculado previsiones anuales implícitas de la tasa de variación del PIB real desde 1982¹¹. La comparación entre las previsiones y las realizaciones tanto del producto como de la inflación se recoge en los Gráficos 1 y 2.

GRÁFICO 1
PIB real mensual desestacionalizado revisado y previsto
(miles de millones de pesetas de 1986)



¹¹ Los datos de inflación son mensuales mientras que los de producto son trimestrales o anuales, por lo que se han mensualizado estos últimos.

GRÁFICO 2
Tasa de inflación revisada y prevista (%)



Como objetivo de inflación se toma el publicado en la Ley de Presupuestos Generales del Estado de cada año¹², suponiendo una senda de aproximación lineal al objetivo de inflación entre la inflación interanual de diciembre del año $t-1$ y el objetivo de inflación (para diciembre) del año t . Para el cálculo del PIB potencial bajo el supuesto de información en tiempo real, se ajusta una tendencia lineal a la serie del PIB real (en pesetas de 1986) desestacionalizado desde 1970 hasta cada momento t en el intervalo comprendido entre enero de 1984 y diciembre de 1998¹³.

El conjunto de instrumentos en la estimación con información en tiempo real está formado por seis desfases del tipo de interés nacional y del tipo de interés alemán, doce desfases (en tiempo real) de la desviación de la tasa de inflación respecto al objetivo y de la brecha del producto, además de las previsiones contemporáneas de la inflación y el producto.

¹²En 1988 y 1989 las desviaciones de la inflación con respecto al objetivo alcanzaron dimensiones considerables (2,8 y 3,3 puntos porcentuales respectivamente), hecho que reduce la credibilidad del objetivo de inflación en esos años.

¹³Otros procedimientos como el filtro de Hodrick-Prescott (con $\lambda = 14400$) o tendencias sobre la serie en logaritmos del PIB real desestacionalizado arrojan resultados en buena medida diferentes a los aquí expuestos pero, en mi opinión, el componente cíclico resultante no recoge de forma plausible el comportamiento de la economía española durante el periodo analizado.

Para la estimación bajo el supuesto de información perfecta, se sustituyen los valores esperados de la tasa de inflación y de la brecha del producto por los valores efectivamente realizados. Además, para el cálculo del producto potencial, se ajusta una tendencia lineal a la serie del PIB real desestacionalizado desde 1970 hasta 1998. Por último, el conjunto de instrumentos incluye seis desfases del tipo de interés nacional y del tipo de interés alemán y doce desfases de la desviación de la tasa de inflación respecto al objetivo y de la brecha del producto.

CUADRO 1
Reglas de tipos de interés para España (información en tiempo real)

$$i_t = \alpha_0 + (1 - \alpha_1) i_{t-1} + \beta_1 \pi_t^e + \beta_2 \pi_{t-1}^e + \beta_3 \pi_{t-2}^e + \beta_4 \pi_{t-3}^e + \beta_5 \pi_{t-4}^e + \beta_6 \pi_{t-5}^e + \beta_7 \pi_{t-6}^e + \beta_8 \pi_{t-7}^e + \beta_9 \pi_{t-8}^e + \beta_{10} \pi_{t-9}^e + \beta_{11} \pi_{t-10}^e + \beta_{12} \pi_{t-11}^e + \beta_{13} \pi_{t-12}^e + \gamma_1 \pi_t + \gamma_2 \pi_{t-1} + \gamma_3 \pi_{t-2} + \gamma_4 \pi_{t-3} + \gamma_5 \pi_{t-4} + \gamma_6 \pi_{t-5} + \gamma_7 \pi_{t-6} + \gamma_8 \pi_{t-7} + \gamma_9 \pi_{t-8} + \gamma_{10} \pi_{t-9} + \gamma_{11} \pi_{t-10} + \gamma_{12} \pi_{t-11} + \gamma_{13} \pi_{t-12} + \delta_1 \pi_t + \delta_2 \pi_{t-1} + \delta_3 \pi_{t-2} + \delta_4 \pi_{t-3} + \delta_5 \pi_{t-4} + \delta_6 \pi_{t-5} + \delta_7 \pi_{t-6} + \delta_8 \pi_{t-7} + \delta_9 \pi_{t-8} + \delta_{10} \pi_{t-9} + \delta_{11} \pi_{t-10} + \delta_{12} \pi_{t-11} + \delta_{13} \pi_{t-12} + \epsilon_t$$

Tiempo real	α_0	α_1	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	SCR	test J
$\alpha_0 = 0$	-	11,59	-	-	0,29	0,26	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2075,25	0,12
$\alpha_0 = \alpha_1 = 0$	-	(0,36)	-	-	(0,14)	(0,06)	-	-	-	-	-	-	-	-	-		(0,98)
$\alpha_0 = 1$	-	-	11,78	8,06	0,19	0,34	-	-	-	-	-	-	-	-	-	917,06	0,10
$\alpha_0 = \alpha_1 = 0$	-	-	(0,25)	(0,29)	(0,08)	(0,04)	-	-	-	-	-	-	-	-	-		(0,99)
$\alpha_0 = 1$	0,95	-	6,88	3,75	2,84	0,50	-	-	-	-	-	-	-	-	-	84,55	0,12
$\alpha_0 = \alpha_1 = 0$	(0,01)	-	(1,34)	(0,93)	(0,56)	(0,15)	-	-	-	-	-	-	-	-	-		(0,99)
$\alpha_0 = 1$	0,95	-	8,85	2,50	1,60	0,75	-0,65	0,04	-	-	-	-	-	-	-	80,16	0,15
	(0,01)	-	(0,87)	(0,81)	(0,32)	(0,14)	(0,13)	(0,13)	-	-	-	-	-	-	-		(0,99)

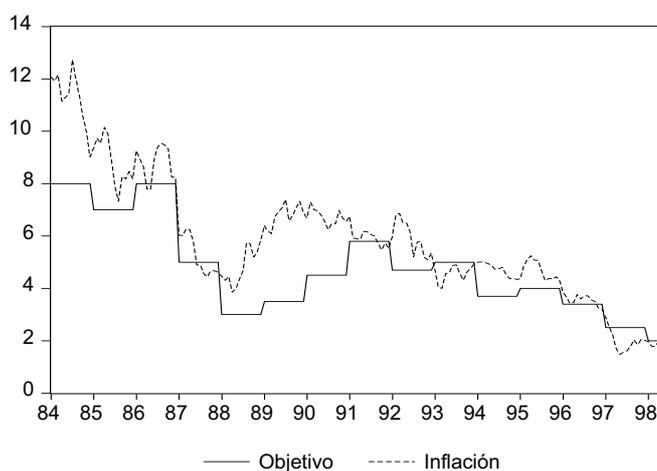
La estimación se realiza por el método generalizado de momentos. Periodo muestral: 1984:01-1998:05. Los errores estándar (entre paréntesis) son robustos a autocorrelación heteroscedasticidad. SCR indica la suma de cuadrados de los residuos. La última columna recoge el estadístico J de restricciones de sobreidentificación y, entre paréntesis, el valor p asociado a la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación se verifican.

Los resultados de la estimación aparecen en la primera fila del Cuadro 1. Las estimaciones con información en tiempo real son algo mejores que las obtenidas con información perfecta (primera fila del Cuadro 2) pero no son coherentes con lo que se esperaría a priori. Se obtiene un coeficiente asociado a las desviaciones de inflación significativamente menor que la unidad en ambos casos. Esto significaría que la autoridad monetaria disminuye el tipo de interés real cuando se incrementan las expectativas de inflación al aumentar el tipo nominal en menor cuantía que el aumento en las expectativas inflacionistas. La disminución del tipo real favorece el incremento de la demanda, lo que genera nuevas presiones al alza sobre los precios. Este comportamiento poco plausi-

3.2. Cambios en el objetivo de inflación

Los Presupuestos Generales del Estado publican cada año la tasa de inflación objetivo para la economía española¹⁴. Dicha tasa no se ha mantenido constante durante el periodo analizado como se aprecia claramente en el Gráfico 3. Por ejemplo, las tasas de inflación objetivo experimentaron un descenso notable desde el 5% de 1993 al 2% de 1998.

GRÁFICO 3
Tasa de inflación objetivo de política monetaria y
tasa de inflación de la economía española



La especificación con expectativas propuesta con anterioridad impone la invariabilidad del objetivo de inflación. Una forma simple de relajar este supuesto consiste en permitir la existencia de un cambio en dicho objetivo. Evidentemente la elección de la ubicación de este cambio tiene un marcado carácter arbitrario pero, en mi opinión, un buen candidato es el año 1993. Dos razones pueden justificar esta elección: en primer lugar, el objetivo de inflación de 1987 es el mismo que el de 1993. Si se tiene en cuenta que las tasas objetivo de 1988 y 1989 no representaban un objetivo creíble, sino que el mercado esperaba tasas más elevadas, se puede hablar de cierta estabilidad de esta variable durante el periodo 1987-1993. En segundo lugar, el 2 de agosto de 1993 se ampliaron las bandas de fluctuación de los tipos de cambio de las monedas que integraban el Sistema Monetario Europeo. Esto

¹⁴A partir de 1995, el Banco de España publica sus propios objetivos de inflación. Las diferencias entre ambas tasas objetivo son mínimas.

pudo permitir al Banco de España concentrarse más en la lucha contra la inflación. Probablemente, las tasas objetivo propuestas ganaron en credibilidad y se interpretaron como el verdadero objetivo de la autoridad monetaria¹⁵. Por tanto, se estima la siguiente ecuación:

$$\hat{s}_t = \beta_{84D92}^h X_{8492} + \beta_{93D98}^h X_{9398} + \tilde{z}(Y_S^{VW}(-\hat{s}_{t+1}) - \beta_{S+1}^h) + \uparrow Y_S^{VW}(\hat{s}_t - \beta_S^h) + \epsilon_t \quad [10]$$

donde β_{84D92}^h es el tipo de interés nominal objetivo desde 1984:01 hasta 1992:12 (ya que X_{8492} es una variable binaria que toma el valor uno para ese periodo y cero en el resto) y β_{93D98}^h representa su homónimo para el periodo 1993:01-1998:05 (X_{9398} toma el valor uno entre 1993:01 y 1998:05 y cero en el resto). Los resultados de las estimaciones se recogen en las segundas filas de los Cuadros 1 y 2. Son muy similares bajo supuestos alternativos acerca de la información disponible por la autoridad monetaria. De hecho, los coeficientes estimados \hat{z} y \uparrow con información en tiempo real no son significativamente distintos a los estimados si la autoridad monetaria dispone de información perfecta. Por otra parte, los tipos de interés objetivo estimados, $\hat{\beta}_{84D92}^h$ y $\hat{\beta}_{93D98}^h$, son significativamente diferentes uno del otro, por lo que permitir variabilidad en el objetivo de inflación tiene sentido en este contexto.

De nuevo los resultados no son los esperados a priori, principalmente porque siguen indicando que el Banco de España acomodaba la inflación ($\hat{z} > 1$). Sin embargo, la especificación resultante del análisis teórico incluía un retardo del tipo de interés, por lo que es posible que aún se estén omitiendo variables relevantes.

3.3. Modelo con inercia en los tipos de interés

Es muy posible que el Banco de España, en un entorno como el que se movió la economía española en las décadas de los años 80 y 90, no sólo se interesara por estabilizar el producto y controlar la inflación. También pudo pretender la consecución de otros objetivos mediante la instrumentación de la política monetaria. Uno de ellos pudo ser la

¹⁵De hecho, a partir de junio de 1994, con la aprobación de la Ley de Autonomía del Banco de España, se recoge explícitamente que el objetivo principal de la política monetaria es la estabilidad de precios (Ayuso y Escrivá, 1997). En esta misma dirección, Dolado y María-Dolores (2000), mediante un enfoque microeconómico, encuentran evidencia a favor de que el Banco de España mostró una mayor respuesta a la inflación a partir de 1992.

estabilidad en los tipos de interés. Por tanto, se estima la especificación siguiente:

$$\begin{aligned} \dot{s}_t = & \beta \dot{s}_{t-1} + (1 - \beta) [\beta_{84D92}^h X_{8492} + \beta_{93D98}^h X_{9398} \\ & + \tilde{z} (Y_S^{YW}(-\dot{s}_{t+1}) - \dot{s}_{t+1}) + ! Y_S^{YW}(\dot{s}_t - \dot{s}_t^e)] + \epsilon_t \end{aligned} \quad [11]$$

Los resultados aparecen en las terceras filas de los Cuadros 1 y 2. Los coeficientes estimados difieren en buena medida dependiendo del supuesto realizado sobre la información que posee la autoridad monetaria. Bajo información en tiempo real, la estimación de \tilde{z} es significativamente mayor que la unidad (el Banco de España incrementa los tipos de interés reales ante repuntes inflacionistas futuros esperados) y la estimación de $!$ es significativamente distinta de cero (el Banco de España, a la hora de fijar los tipos de interés nominales, tiene en cuenta la posición cíclica de la economía). Bajo el supuesto de disponibilidad de información perfecta, la estimación de \tilde{z} no es significativamente mayor que uno y la estimación de $!$ no difiere significativamente de cero. En ambos casos se obtiene un elevado grado de persistencia en los tipos de interés nominales de intervención¹⁶.

Otros trabajos han estimado especificaciones similares a la ecuación [11]. Clarida, Galí y Gertler (1999) utilizan datos trimestrales de la economía estadounidense para los períodos 1960-1979 y 1979-1996. Estos mismos autores analizan el caso alemán para el periodo 1979-1993. Dolado, María-Dolores y Naveira (2000) emplean datos mensuales de España (1989-97), Francia (1980-97) y Alemania (1980-97). En todos ellos se realiza el supuesto de que el banco central formula expectativas racionales. El Cuadro 3 muestra la comparación entre los resultados de esos trabajos y los obtenidos aquí.

La estimación del coeficiente de las desviaciones de inflación con respecto a la tasa objetivo es mayor que el obtenido por Dolado, María-Dolores y Naveira (2000) para España. De hecho, bajo el supuesto de información en tiempo real, la estimación de \tilde{z} es la más elevada de la tabla, aunque las variaciones en el supuesto de información impiden una comparación rigurosa. Una explicación de la elevada magnitud del coeficiente estimado podría hallarse en la menor reputación en la lucha contra la inflación del Banco de España en comparación con la Reserva

¹⁶ Clarida, Galí y Gertler (1999) afirman que, en estimaciones con datos trimestrales, β habitualmente toma valores de 0,8 ó 0,9. No es de extrañar que con datos mensuales sea ligeramente superior.

Federal y sobre todo con el Bundesbank. Este hecho habría obligado a la autoridad monetaria española a responder con movimientos del tipo de interés de mayor magnitud ante el incremento de las expectativas inflacionistas.

CUADRO 3
Comparación internacional de reglas de tipos de interés

$$\hat{s}_t = \alpha \hat{s}_{t-1} + (1 - \alpha) [\beta_{84D92}^h X_{8492} + \beta_{93D98}^h X_{9398} + \gamma (Y_S^{YW}(-\hat{s}_{t+1}) - \hat{s}_{t+1}) + \lambda Y_S^{YW}(\hat{s}_t - \hat{s}_{t-1})] + \epsilon_t$$

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$
España (Tiempo real 1984-1998)	0,95 (0,01)	2,84 (0,56)	0,50 (0,02)
España (Perfecta 1984-1998)	0,93 (0,01)	0,87 (0,29)	0,03 (0,08)
España (Dolado <i>et al.</i> 1989-1997)	0,96 (0,02)	0,51 (0,15)	0,45 (0,26)
EE.UU. (Clarida <i>et al.</i> 1960-1979)	0,76 (0,04)	0,80 (0,09)	0,52 (0,12)
EE.UU. (Clarida <i>et al.</i> 1979-1996)	0,66 (0,03)	1,96 (0,20)	0,07 (0,10)
Alemania (Clarida <i>et al.</i> 1979-1993)	0,91 (0,01)	1,31 (0,65)	0,47 (0,23)
Alemania (Dolado <i>et al.</i> 1980-1997)	0,96 (0,01)	1,31 (0,65)	0,47 (0,23)
Francia (Dolado <i>et al.</i> 1980-1997)	0,87 (0,02)	0,42 (0,11)	0,21 (0,17)

Entre paréntesis aparecen los errores estándar. Los resultados de este trabajo se encuentran en las filas 1 y 2. La fila 1 recoge los resultados bajo el supuesto de información en tiempo real. La fila 2 supone información perfecta. Las filas 3, 7 y 8 recogen los resultados de Dolado, María-Dolores y Naveira (2000) para España, Alemania y Francia. Las filas 4 y 5 muestran los coeficientes obtenidos por Clarida, Galí y Gertler (1999) para Estados Unidos en los periodos 1960-1979 y 1979-1996 respectivamente. Por último, en la fila 6 se presentan los resultados de la estimación de Clarida, Galí y Gertler (1998) para Alemania. A partir de la fila 2 todos los trabajos suponen información perfecta de la autoridad monetaria.

Además, con información en tiempo real, la estimación del coeficiente de la brecha del producto es positivo y significativo. Con información perfecta dicha significatividad para España desaparece.

Parece que la forma de comportamiento del Banco de España es mucho más coherente cuando se tiene en cuenta el conjunto de información de que disponía a la hora de tomar las decisiones de política monetaria. La razón principal para la existencia de divergencias en los resultados es la estimación de la brecha del producto bajo los diferentes conjuntos de información. El Gráfico 4 muestra como es posible que el Banco de España, debido a las limitaciones en la información disponible, sobrestimara la brecha del producto durante el periodo 1984-1995¹⁷.

GRÁFICO 4
Brecha del producto de la economía española
(estimada con información perfecta y con información en tiempo real)

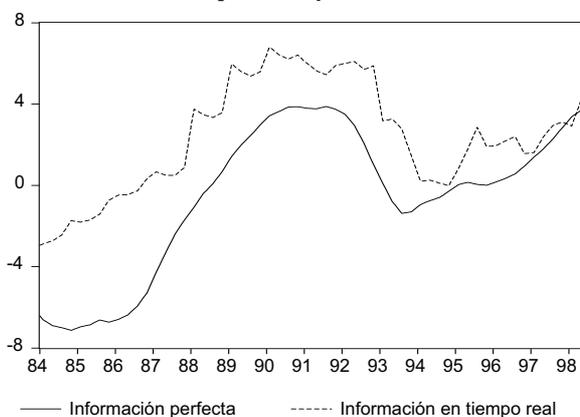
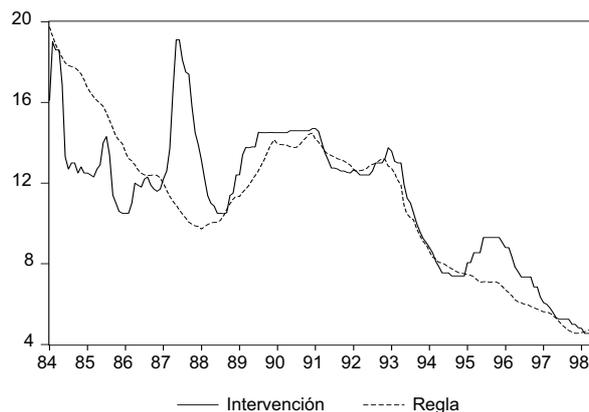


GRÁFICO 5
Tipo de interés de intervención y tipo de interés
resultante de aplicar la regla estimada



¹⁷Un resultado similar es el obtenido por Orphanides (2001) con datos de Estados Unidos, con la diferencia de que, según su trabajo, la Reserva Federal pudo haber subestimado sistemáticamente la brecha del producto durante el periodo 1987-1992.

¿Explica esta regla los movimientos del tipo de interés en la práctica? Para tener una idea de la bondad del ajuste, el Gráfico 5 muestra en trazo continuo el tipo de interés de intervención que mantuvo la autoridad monetaria española durante el periodo 1984-1998. La línea discontinua refleja el tipo de interés que el Banco de España habría fijado si hubiese aplicado exactamente la regla [11] con la información disponible. Los coeficientes de la regla corresponden a los estimados con información en tiempo real.

Se aprecia cómo la especificación propuesta replica bastante bien los movimientos del tipo de interés de intervención a partir de 1988. Es decir, desde ese momento, el Banco de España ha instrumentado la política monetaria de una forma similar a la resultante de aplicar una variante de la regla de Taylor. Sin embargo, desde 1984 a 1987 las divergencias son notables. Pueden estar motivadas por el hecho de que durante ese periodo el banco central instrumentaba su política mediante el control mixto de la cantidad de dinero y de los tipos de interés (Ayuso y Escrivá, 1997)¹⁸.

El episodio de 1987 merece atención especial: tras el primer trimestre de ese año, la tasa de crecimiento del agregado monetario (Activos Líquidos en Manos del Público, ALP) fue muy superior a la prevista, en parte por el fuerte crecimiento de la economía española y en parte por el imprevisto descenso de la velocidad de circulación del dinero desde finales de 1986. Ante tales circunstancias, el Banco de España decidió llevar a cabo una política monetaria de marcado carácter restrictivo, incrementando los tipos de interés de forma notable. Sin embargo, en un contexto de expectativas de apreciación de la peseta, el diferencial de tipos de interés creado provocó un aumento de la demanda de pesetas en los mercados cambiarios. Las presiones generadas a favor de la peseta eran tan fuertes que fue necesario tomar medidas de control de cambios con la esperanza de frenar la entrada de capitales de carácter especulativo a corto plazo. Pero la efectividad de dichas medidas no fue la prevista, por lo que el Banco de España se vio obligado a realizar compras masivas de divisas. Por ello, a partir de junio de 1987 se optó por una política monetaria de carácter menos estricto, reduciendo los tipos de interés de los mercados monetarios. Cabe destacar que durante este periodo, la regla estimada indica que la situación macroe-

¹⁸María-Dolores (2001) aporta evidencia a favor del control mixto durante los primeros años de la década de los ochenta.

conómica a comienzos de 1987 aconsejaba un descenso de los tipos de interés de intervención y no el incremento observado en la práctica.

3.4. La función de reacción ampliada del Banco de España

En el apartado anterior se mostraba cómo la regla de Taylor es incapaz de explicar la elevada volatilidad del tipo de interés de intervención durante el periodo 1984-1987. Durante esos años, el Banco de España instrumentaba la política monetaria en dos niveles, fijando un objetivo intermedio: la tasa de crecimiento de algún agregado monetario amplio. La definición de cantidad de dinero escogida fue la de los ALP. La alta volatilidad de los tipos de interés durante parte de este periodo reside en que el Banco de España ejercía un control mixto de precios y cantidades en el mercado de dinero.

Sin embargo, la autoridad monetaria podría haber estado utilizando los tipos de interés para compensar los efectos de las desviaciones de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero con respecto a la tasa objetivo. Si la desviación es positiva, se podrían incrementar los tipos de interés para, de esta forma, elevar el coste de oportunidad del dinero y disminuir su demanda. Si esto es cierto, es posible que estas desviaciones puedan explicar en parte los movimientos de los tipos de interés desde 1984 hasta 1994¹⁹.

Por otra parte, la entrada de la peseta en el Sistema Monetario Europeo en 1989 añadió una restricción a la instrumentación de la política monetaria en España: el tipo de cambio no debía abandonar la zona objetivo asignada. De hecho, desde septiembre de 1992 hasta agosto de 1993, durante la crisis del Sistema Monetario Europeo, algunos movimientos del tipo de interés de intervención fueron el resultado del acercamiento del tipo de cambio a la banda de máxima depreciación de la peseta. Por ello, se incluye en la especificación la desviación porcentual respecto a la paridad central fijada del tipo de cambio de la peseta frente al marco alemán.

¹⁹A partir de 1995 no se publican intervalos objetivo para la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero.

de vaciar el mercado de dinero se impone a la idea de que el Banco de España pudiese utilizarlo como instrumento principal de política económica.

4. Conclusiones

Este trabajo analiza la instrumentación de la política monetaria en España durante el periodo 1984-1998. Durante estos años se han producido cambios sustanciales en el entorno económico español, como la entrada en el Sistema Monetario Europeo o el proceso de convergencia hacia la Unión Económica y Monetaria, provocando profundas modificaciones en la forma de actuar del Banco de España. Si la década de los ochenta comenzó con un sistema de instrumentación en dos niveles, controlando un agregado monetario como objetivo intermedio, en los últimos años de competencia nacional en política monetaria se optó por la transición a un esquema de un único nivel, con el objetivo final de la estabilidad de precios.

Sin embargo, es posible que una regla simple de política monetaria sea capaz de explicar, con cierta precisión, los movimientos en el tipo de interés de intervención del Banco de España. De esta forma, se puede obtener información acerca de la dirección y la magnitud de las respuestas del banco central a la situación macroeconómica pasada, presente o esperada.

Las conclusiones de este trabajo son dos. En primer lugar, desde 1988 a 1998 el comportamiento del Banco de España se puede aproximar mediante una regla simple de tipos de interés. Si bien una forma funcional sencilla puede replicar a grandes rasgos el comportamiento de los tipos de interés en España a partir de 1988, no es capaz de explicar la elevada volatilidad de los mismos entre los años 1984 y 1987. La explicación puede encontrarse en que, durante este periodo, el Banco de España instrumentó la política monetaria en España mediante un control compartido de la cantidad de dinero y de los tipos de interés. La regla tampoco es capaz de replicar la pronunciada subida y posterior disminución de los tipos de interés de intervención ocurrida en España durante 1987.

La citada regla de tipos de interés es similar a la especificada por Taylor para la economía estadounidense, aunque modificada para captar el deseo de la autoridad monetaria de suavizar la senda del instrumento de política. Es decir, los cambios en el tipo de interés dependen

fundamentalmente de tres factores: las desviaciones esperadas de la tasa de inflación con respecto a la tasa objetivo, de la estimación de la brecha del producto y del tipo de interés vigente hasta entonces. Las estimaciones obtenidas son evidencia a favor de que el Banco de España instrumentó la política monetaria incrementando el tipo de interés real al aumentar las expectativas de inflación. Además, al igual que en otros países europeos (como en Alemania o en Francia), se verifica un elevado grado de persistencia en el tipo de interés. De esta forma se refuerza el resultado existente en la literatura de que si el Banco Central Europeo instrumenta la política monetaria en la zona Euro mediante una regla de Taylor en realidad no se desvía de la forma de actuar de algunos bancos centrales nacionales europeos hasta el momento de la transferencia de competencias (Peersman y Smets, 1998; Gerlach y Schnabel, 2000).

En segundo lugar, como afirma Orphanides (2001) para el caso estadounidense, al realizar este tipo de análisis es importante hacer un supuesto realista acerca del conjunto de información de la autoridad monetaria. Trabajos anteriores suponen que las expectativas de la autoridad monetaria son racionales. Sin embargo, si el supuesto de expectativas racionales no se verifica, el modelo teórico es falso. Por ello, se obtienen resultados poco razonables, como, por ejemplo, que el banco central acomoda la inflación y no tiene en cuenta el ciclo económico al decidir si modifica o no los tipos de interés. Al aproximarse al conjunto de información en tiempo real del Banco de España, los resultados son más acordes con lo esperado *a priori*.

Referencias

- Ayuso, J. y J. L. Escrivá (1997) en: "La evolución de la estrategia de control monetario en España", *La Política Monetaria y la Inflación en España*, cap. 2, Alianza Economía.
- Ball, L. (1997): "E2 cient rules for monetary policy", NBER Working Paper 5952.
- Calvo, G. (1983): "Staggered prices in an utility maximizing framework", *Journal of Monetary Economics* 12, pp. 129-152.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1997): "Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory", NBER Working Paper 6442.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998): "Monetary policy rules in practice: some international evidence", *European Economic Review* 42, pp. 1033-1067.

- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999): "The science of monetary policy: a new keynesian perspective", *Journal of Economic Literature* 37, pp. 1661-1707.
- Dolado, J. J., R. María-Dolores y M. Naveira (2000): "Asymmetries in monetary policy rules: some European evidence", CEPR Discussion Paper 2441.
- Dolado, J. J., R. María-Dolores (2000): "Evaluating changes in the Bank of Spain's intervention: an alternative approach using marked point processes", CEPR Discussion Paper 2388.
- Ellis, L. y P. Lowe (1997): "The smoothing of official interest rates", en *Monetary and Inflation Targeting*, Reserve Bank of Australia.
- Gerlach, S. y G. Schnabel (2000): "The Taylor rule and interest rates in the EMU area", *Economics Letters* 67, pp. 165-171.
- Goodfriend, M. (1991): "Interest rates and the conduct of monetary policy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, pp. 7-37.
- Hansen, L. P. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica* 50, pp. 1029-1054.
- María-Dolores, R. (2001): "Asimetrías en los efectos de la política monetaria en España (1977-1996)", *Investigaciones Económicas* 25, pp. 391-415.
- Orphanides, A. (1999): "The quest for prosperity without inflation", conferencia sobre política monetaria bajo incertidumbre, European Central Bank.
- Orphanides, A. (2001): "Monetary policy rules based on real-time data", *The American Economic Review* 91, pp. 964-985.
- Peersman, G. y F. Smets (1998): "Uncertainty and the taylor rule in a simple model of the euro-area economy", Mimeo.
- Rotemberg, J. y M. Woodford (1998): "Interest rate rules in an estimated sticky price model", NEBR Working Paper 6618.
- Svensson, L. E. O. (1997): "Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets", *European Economic Review* 41, pp. 1111-1147.
- Taylor, J. B. (1993): "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp. 195-214.

Abstract

In this paper I analyze monetary policy implementation in Spain during the period 1984-1998. Its main innovation lies with the use of forecasts from the Bank of Spain's confidential series. Two main conclusions are obtained in this paper. The first is that from 1988 to 1998 the Bank of Spain took monetary policy actions following a monetary rule similar to a Taylor rule. The second is that monetary policy analysis may lead to incorrect inference if monetary authority information problems are not taken into account.

Keywords: Monetary policy, information set, central bank, nominal interest rate rule.

*Recepción del original, marzo de 2001
Versión final, noviembre de 2001*