

José Miguel Navarro Azorín*

UNA FUNCIÓN DE REACCIÓN PARA LOS CAMBIOS DEL TIPO DE INTERVENCIÓN DEL BANCO CENTRAL EUROPEO

En este trabajo se especifica una función de reacción para el tipo de intervención del Banco Central Europeo que da tratamiento explícito a la naturaleza discreta y más bien infrecuente de sus cambios. La especificación seleccionada es de tipo probit ordenado dinámico, donde las variables explicativas son la tasa de inflación y la brecha del producto. Los resultados empíricos señalan: primero, que la naturaleza discreta de los cambios del tipo de intervención constituye una fuente adicional de inercia en las acciones del banco central; y segundo, que el tipo de intervención ha mostrado escasa sensibilidad a la inflación.

Palabras clave: política monetaria, función de reacción, tipo de cambio, BCE.

Clasificación JEL: C25, E52, E58.

1. Introducción

Desde enero de 1999 el Banco Central Europeo (BCE) es responsable de la conducción de la política monetaria en la eurozona con un objetivo, la estabilidad de precios, delimitado en el Tratado de la Unión (art. 105). El objetivo de este trabajo es evaluar en qué medida la estrategia de política monetaria adoptada por el BCE puede ser recogida por una función de reacción, que relaciona las variaciones del tipo de interés representativo de la política monetaria con los cambios en el

estado de la economía, sintetizados por la evolución de la inflación y del producto.

Desde el propio BCE se ha subrayado que la implementación de la política monetaria en un entorno tan complejo como es la eurozona exige una aproximación pragmática, que rechaza de partida el uso de reglas de política monetaria (Issing, 1999). Sin embargo, el BCE determina el nivel apropiado del tipo de interés de referencia consistente con el objetivo de estabilidad de precios tras un proceso de análisis de la información más reciente sobre la economía, y este esquema es el que subyace en la formulación de una función de reacción. Consecuentemente, las funciones de reacción deberían entenderse como una representación de la actividad del BCE en un marco de análisis estándar y bien conocido.

* Departamento de Economía.
Facultad de Ciencias Empresariales. Universidad Politécnica de Cartagena

En este trabajo consideramos una función de reacción con capacidad para dar un tratamiento explícito al carácter discreto y más bien infrecuente de los cambios del tipo de intervención del BCE. Esto se consigue mediante una especificación de tipo *probit* ordenado dinámico, donde la variable dependiente es el tipo de intervención y sus cambios (siempre de 25 ó 50 puntos básicos) son inducidos por su divergencia con respecto a un indicador latente cuyo nivel depende de la inflación y de la brecha del producto (Eichengreen *et al.*, 1985; Dueker, 1999).

El resto del trabajo se organiza como sigue. El siguiente apartado revisa brevemente la estrategia de política monetaria del BCE. El tercer apartado describe la función de reacción propuesta para los cambios del tipo de intervención. En el cuarto apartado se describen las series de datos empleadas y se presentan los resultados de la estimación de la función de reacción analizada. El último apartado se dedica a conclusiones y comentarios finales.

2. La estrategia de la política monetaria del BCE

La estrategia de política monetaria del BCE está articulada en torno a dos elementos básicos: una cuantificación del objetivo de estabilidad de precios; y la delimitación de dos pilares que combinan el seguimiento de un agregado monetario (M3) en el primer pilar, y una evaluación continua de un amplio rango de variables económicas con propiedades de indicadores adelantados de la evolución futura de los precios, en el segundo pilar.

En octubre de 1998, el Consejo de Gobierno del BCE anunció que «la estabilidad de precios se definirá como un incremento anual del Índice Armonizado de Precios de Consumo de la zona euro inferior al 2 por 100»; y asimismo, que «la estabilidad de precios ha de mantenerse en el medio plazo». Sobre esta definición conviene destacar varios puntos. Primero, en la práctica adolece de cierto grado de imprecisión pues únicamente delimita una banda admisible para la inflación comprendida entre el 0 por 100 y el 2 por 100 (dado que el BCE ha preci-

sado que una deflación no es compatible con la estabilidad de precios). Segundo, la consecución del objetivo queda relegada al medio plazo, pero el BCE no ha aclarado qué horizonte temporal puede ser considerado como medio plazo; hecho que a su vez dificulta, o prácticamente imposibilita, una evaluación del nivel de éxito de las autoridades monetarias europeas en el control de la inflación. Y tercero, la referencia al medio plazo como horizonte relevante también puede entenderse como un reconocimiento de la existencia de perturbaciones no controlables por el BCE al menos en el corto plazo y apunta además hacia un enfoque gradualista de la política monetaria.

La organización en dos pilares de la estrategia del BCE recoge la distinción entre «los modelos o enfoques económicos sobre el análisis del proceso inflacionista» (Boletín Mensual del BCE, noviembre 2000, página 53). El primer pilar se concentra en los indicadores monetarios (con el reconocimiento implícito de que la inflación es un fenómeno monetario en el medio y largo plazo), mientras que el segundo pilar se fija en los indicadores no monetarios susceptibles de aportar información sobre la evolución futura de los precios.

El papel destacado que el BCE concede al dinero en el primer pilar de su estrategia se concreta en el anuncio de un valor de referencia para el crecimiento del agregado monetario M3 coherente con el objetivo de estabilidad de precios. Sin embargo, la existencia de un valor de referencia para el crecimiento de la oferta monetaria no implica que el BCE reaccione automáticamente a las posibles desviaciones a corto plazo del crecimiento de M3 respecto de su nivel de referencia, así que no es plausible hablar de un objetivo monetario intermedio (Boletín Mensual del BCE, enero 1999, página 55).

En el segundo pilar de su estrategia, el BCE considera un amplio conjunto de indicadores económicos «con propiedades de indicadores adelantados de la evolución futura de los precios» (Boletín Mensual del BCE, enero 1999, página 56). En este segundo pilar de la estrategia se incluyen fundamentalmente variables que aportan información sobre las perturbaciones que afectan a los

precios en el corto plazo; así como las previsiones macroeconómicas elaboradas por expertos dentro y fuera del BCE, que son utilizadas por el Consejo de Gobierno como «herramientas para resumir la información existente» (Boletín Mensual del BCE, noviembre 2000, página 57).

El BCE ha subrayado que los dos pilares no deben entenderse como objetivos intermedios, sino como un marco de análisis y estructuración de la información que permite hacer más clara la distinción entre dos aproximaciones a los procesos inflacionistas. Así, mientras que el primer pilar incorpora elementos de un enfoque monetarista, el segundo pilar está guiado por el análisis de la economía real. Para Issing (1999), la estrategia dual es una respuesta pragmática al elevado grado de incertidumbre inevitablemente asociado a la puesta en marcha de una institución como el BCE, encargado de elaborar la política monetaria en un contexto nuevo.

Prácticamente desde su puesta en funcionamiento, la estrategia del BCE ha estado sujeta a críticas que han ido profundizándose con el paso del tiempo (Buiter, 1999; Galí, 2003; Alesina *et al.*, 2001; Begg *et al.*, 2002). Además de las dificultades inherentes a una cuantificación más bien imprecisa del objetivo de estabilidad de precios, los fundamentos para la definición del primer pilar han sido cuestionados desde el primer momento. Las conclusiones de diversos estudios empíricos apuntando hacia un escaso o nulo contenido informativo de los agregados monetarios acerca de la evolución de los precios no parecen justificar el papel prominente asignado a éstos en el primer pilar. Svensson (2002) no encuentra razones que justifiquen la distinción de los dos pilares y subraya que la propia definición del primer pilar es redundante; Mihov (2001) se refiere al primer pilar como una «cortina de humo» sin utilidad real, y en Alesina *et al.* (2001) se sugería su «demolición». Aunque la estrategia de dos pilares es defendida por el BCE como un marco apropiado para facilitar la comunicación con el público, en la realidad, la coexistencia de dos pilares puede inducir ruido en el proceso de comunicación y con ello transmitir señales confusas. Y a esto se une

que en no pocas ocasiones, el propio BCE parece haber ignorado el primer pilar en sus decisiones y que, en general, es difícil determinar cuál es el peso que cada uno de los pilares tiene en las decisiones adoptadas por el Consejo de Gobierno.

Estas críticas posiblemente han influido en la revisión de la estrategia de mayo de 2003 que, sin embargo, no ha supuesto una transformación sustancial de la misma. La cuantificación del objetivo de estabilidad de precios se enuncia ahora como «una tasa de inflación cercana al 2 por 100», que sigue siendo igualmente imprecisa; y se confirma la organización en dos pilares, aunque se le resta importancia al primer pilar (el seguimiento del agregado monetario tendrá un papel confirmatorio del análisis en el seno del segundo pilar).

3. Funciones de reacción para el BCE

Una función de reacción para la política monetaria es una representación esquemática del comportamiento de un banco central, que describe cómo varía el tipo de interés representativo de la política monetaria en respuesta a los cambios en variables macroeconómicas que resumen la evolución de la economía. La función de reacción estándar en la literatura es de la forma (Taylor, 1999),

$$i_t^* = \rho i_t^* + (1-\rho)(\phi + \beta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \beta_y y_t) + \varepsilon_t, \quad [1]$$

donde i_t^* es el nivel del tipo de interés nominal a corto plazo; $(\pi_t - \pi^*)$ es la brecha entre la tasa de inflación π_t y el objetivo predeterminado para la misma π^* ; y_t representa la brecha del producto; r^* representa el tipo de interés real de equilibrio a largo plazo. Los parámetros β_π y β_y son, respectivamente, las ponderaciones asignadas a las desviaciones de la inflación respecto de su objetivo y a la brecha del producto. El *shock* ε_t es desconocido en el momento en que el banco central fija el nivel del tipo de interés nominal, así se incorpora a la especificación el supuesto de que el banco central no dispone de información perfecta sobre el estado de la economía

cuando determina el tipo de interés compatible con su objetivo. El tipo de interés nominal en $t-1$ aparece como variable explicativa para capturar la existencia de un mecanismo de ajuste parcial del tipo de interés nominal en respuesta a los shocks (Sack y Wieland (1999) revisan algunas explicaciones habituales para la existencia de tal mecanismo).

Desde el BCE se ha puesto un especial énfasis en rechazar el uso de funciones de reacción para la conducción de la política monetaria «tanto para uso interno como para la comunicación con el público» (Duisenberg, 2002), justificado porque la complejidad de la economía de la eurozona exige a su vez un enfoque más sofisticado que el implícito en esquemas como el presentado. Consecuentemente, el interés de una función de reacción radica fundamentalmente en su capacidad para representar, aún de una forma muy simplificada, el proceso de elaboración de la política monetaria en la eurozona. Aunque pudiéramos explicar (y en su caso predecir) los cambios del tipo de intervención decididos por el BCE a través de una determinada función de reacción, en ningún caso esto debería ser interpretado como evidencia de que el Consejo de Gobierno del BCE adopta sus decisiones según dicho esquema.

Diversos estudios han analizado si la política monetaria del BCE puede explicarse en términos de una función de reacción como la introducida en [1] o similar. En general, estos trabajos están inevitablemente limitados por la no disponibilidad de datos generados en el marco del nuevo régimen de la política monetaria. En estos casos, la utilización de datos agregados para los países integrantes de la UME en el período anterior al lanzamiento del euro parece ser la única alternativa razonable y por tanto los resultados deberían ser interpretados siempre con la conveniente dosis de cautela. Gerlach y Schnabel (2000) muestran que una función de reacción puede explicar satisfactoriamente la política monetaria en el conjunto de países de la UEM durante el período 1990-1998. Mihov (2001) concluye que las primeras decisiones del BCE se ajustan bastante bien a las que habría adoptado un *pool* formado por los bancos centrales de Alemania, Francia e Italia y, señala que la in-

roducción del euro no introdujo un cambio estructural significativo en estas economías. Doménech *et al.* (2002), también con datos agregados para el período 1970-1999, comparan la capacidad explicativa de una función de reacción para los casos estadounidense y europeo, y en este último caso constatan que el peso de la inflación en la función de reacción ha sido creciente. Más recientemente, Surico (2003), con datos del período 1997-2002, concluye que la política monetaria del BCE puede caracterizarse mediante una función de reacción no lineal donde las fases recesivas dan lugar a respuestas más intensas del tipo a corto plazo.

Una limitación común a todos los trabajos mencionados es que utilizan como variable dependiente de la función de reacción un tipo de interés de mercado a corto plazo (tipos Eonia y Euribor a uno y tres meses), bajo el supuesto de que representa bien la actividad de las autoridades monetarias. Sin embargo, la evolución de estos tipos de interés de mercado también está influida por otros factores ajenos a la política monetaria. En lo que sigue, adoptamos un enfoque distinto. Consideramos como variable dependiente en la función de reacción el tipo de intervención del BCE, y tratamos explícitamente un aspecto esencial de su evolución: sus variaciones son infrecuentes y siempre han sido de una cuantía igual a 25 ó 50 puntos básicos.

La existencia de una regla implícita que «obliga» a las autoridades monetarias a modificar su tipo de intervención de acuerdo con una escala preestablecida, excluye de hecho la posibilidad de un «ajuste fino» y frecuente del tipo representativo de la política monetaria siguiendo la evolución de la economía. Asimismo, implica que el contenido informativo de cada cambio del tipo de intervención es mucho mayor, reduciendo el margen de maniobra del banco central para revertir sus acciones (si no está dispuesto a sacrificar su credibilidad). Como consecuencia de esto último los cambios del tipo de referencia de la política monetaria sólo se producirán cuando las condiciones económicas que los justifiquen en cada caso estén plenamente confirmadas, lo que constituye una fuente importante de inercia en el comportamiento de las autoridades monetarias.

Una especificación alternativa de la función de reacción para la política monetaria, que recoge el argumento anterior, sería de la forma (Eichengreen *et al.*, 1985),

$$\Delta i_t = \begin{cases} -0.50 & \text{si } -\infty < i_t^* - i_{t-1} \leq \gamma_1 \\ -0.25 & \text{si } \gamma_1 < i_t^* - i_{t-1} \leq \gamma_2 \\ 0 & \text{si } \gamma_2 < i_t^* - i_{t-1} \leq \gamma_3 \\ 0.25 & \text{si } \gamma_3 < i_t^* - i_{t-1} \leq \gamma_4 \\ 0.50 & \text{si } \gamma_4 < i_t^* - i_{t-1} \leq +\infty \end{cases} \quad [2]$$

$$i_t^* = \rho i_t^* + (1-\rho)(\phi + \beta_\pi \pi_t + \beta_y y_t) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t : N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad [3]$$

donde i_t es el tipo de referencia e i_t^* puede considerarse como un indicador del nivel deseado por las autoridades monetarias, determinado por la inflación, la brecha del producto y su propio valor en el período anterior. La especificación [2]-[3] admite una interpretación especialmente atractiva. Las autoridades monetarias sólo deciden un cambio en el tipo de interés oficial cuando las condiciones económicas proporcionan una señal suficientemente robusta que lo justifique; es decir, cuando la diferencia entre el tipo oficial en $t-1$ y el nivel determinado por el estado de la economía a través de la función de reacción (i_t^*) sobrepasa un determinado umbral definido por los parámetros γ_j . El proceso de acumulación de información es controlado por el parámetro ρ ; cuanto menor es el valor de ρ , mayor es el peso asignado a la información disponible más reciente sobre el estado de la economía y en la práctica este mecanismo refleja un comportamiento gradualista de las autoridades monetarias. El parámetro ϕ captura los términos que suponemos constantes en la función de reacción [esto es, $\phi = r^* + (1-\beta_\pi)\pi^*$].

4. Estimación y discusión de los resultados

Descripción de los datos

La muestra de datos analizada está integrada por observaciones mensuales correspondientes al período que abarca desde enero de 1999 hasta septiembre de

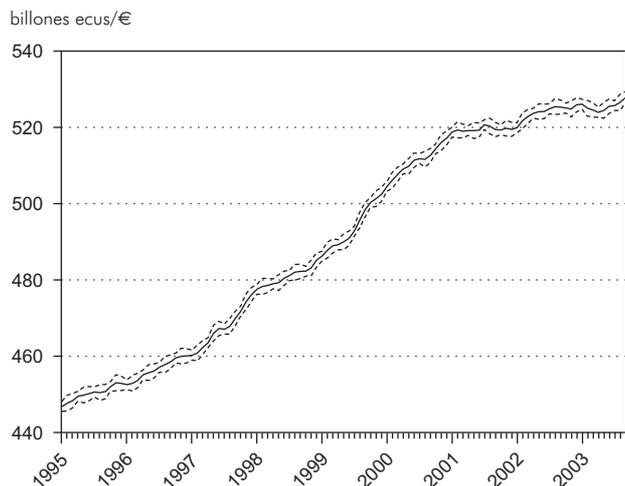
2003. Los datos se han extraído del Boletín Mensual del BCE. La frecuencia mensual de los datos permite una mejor aproximación a la periodicidad del proceso de toma de decisiones del BCE (el Consejo de Gobierno del BCE se reúne dos veces al mes aunque normalmente sólo decide sobre cambios en la política monetaria en una de estas reuniones).

El tipo de intervención es el tipo de interés que el BCE aplica a las operaciones principales de financiación. La inflación se mide por la variación interanual del índice armonizado de precios al consumo desestacionalizado. Para obtener un indicador del producto con frecuencia mensual, hemos aplicado la metodología propuesta por Hyung (1999) (Gráfico 1). El indicador calculado combina la información contenida en la serie de PIB trimestral con la del índice mensual de producción industrial, y presenta ventajas que hacen plausible su uso frente al índice de producción industrial: es una medida de la actividad del conjunto de la economía, y su volatilidad es significativamente menor. La brecha del producto ha sido calculada como la diferencia en términos porcentuales entre el logaritmo del indicador mensual del producto (Y_t) y su nivel de tendencia (Y_t^*), $y_t = 100(\log Y_t - \log Y_t^*)$. Estimamos el nivel de tendencia, Y_t^* , por dos vías alternativas: mediante el filtro de Hodrick-Prescott (con un parámetro de suavización, λ , determinado de acuerdo con las recomendaciones de Ravn y Uhlig, 2002), y mediante el modelo de componente no observado utilizado en Gerlach y Smets (1999) (Gráfico 2). Por último, se han representado conjuntamente las series macroeconómicas utilizadas en este estudio en el Gráfico 3.

Estimación de la función de reacción para el tipo de intervención del BCE

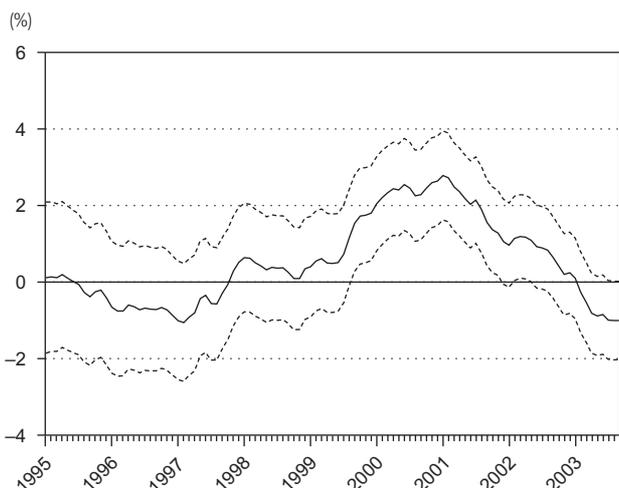
La función de reacción introducida en [2]-[3] corresponde a un modelo *probit ordenado dinámico* cuya estimación por máxima verosimilitud plantea algunas dificultades específicas que hacen apropiado el recurso a métodos de simulación bayesiana que simplifican el problema significativamente (Dueker, 1999).

GRÁFICO 1
INDICADOR MENSUAL DEL PRODUCTO EN LA EUROZONA



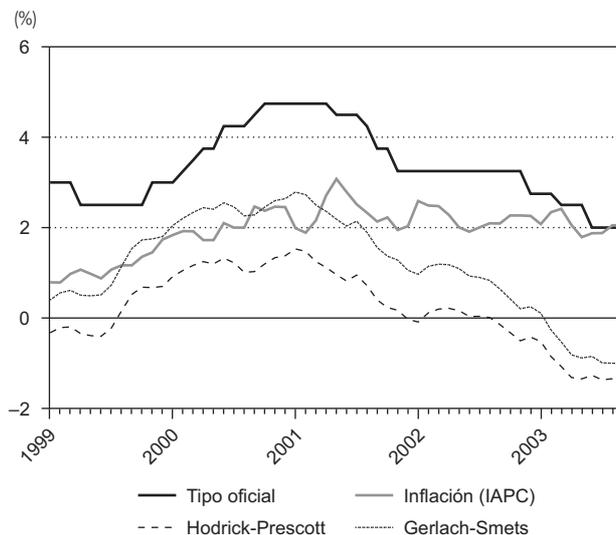
Escala en billones de ecus/€. La línea discontinua representa el intervalo de confianza al 95 por 100.
FUENTE: Boletín Mensual del BCE y elaboración propia.

GRÁFICO 2
ESTIMACIÓN DE LA BRECHA DEL PRODUCTO: MODELO DE GERLACH Y SMETS (1999)



Escala en %. La línea discontinua representa el intervalo de confianza al 95 por 100.
FUENTE: Boletín Mensual del BCE y elaboración propia.

GRÁFICO 3
SERIES MACROECONÓMICAS EMPLEADAS EN LA ESTIMACIÓN



El tipo oficial es el tipo de interés aplicado por el BCE a sus operaciones principales de financiación. La inflación se mide como la tasa interanual de variación (m/m-12) del Índice Armonizado de Precios al Consumo desestacionalizado. Las estimaciones de la brecha del producto están basadas en el filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda = 116116$) y en un modelo de componente no observado (Gerlach y Smets, 1999). Escala en %.
FUENTE: Boletín Mensual del BCE y elaboración propia.

La presencia del término i_{t-1} en las desigualdades en [2] hace que la identificación del modelo sea algo diferente que en un *probit* ordenado estático. En concreto, permite identificar la varianza de ε_t . Sin embargo, es imposible identificar simultáneamente la magnitud de los parámetros de corte γ_j , y del término constante ϕ (Eichengreen *et al.*, 1985, página 742). Por ello, para la estimación hemos reescrito el modelo en términos de las desviaciones de las variables respecto de su promedio muestral, renunciando con ello a la estimación del parámetro ϕ .

La estimación del modelo utilizando las dos estimaciones alternativas de la brecha del producto se recoge en el Cuadro 1. Los resultados presentados se han obtenido a partir de 15.000 iteraciones del algoritmo de

CUADRO 1
FUNCIÓN DE REACCIÓN ESTIMADA

	Hodrick-Prescott			Gerlarch-Smets		
	media	s.d.	i.c. (95%)	media	s.d.	i.c. (95%)
ρ	0,7327	0,0715	(0,5835, 0,8645)	0,7380	0,0747	(0,5793, 0,8774)
β_π	0,2256	0,2225	(-0,2636, 0,5853)	0,2110	0,2523	(-0,3505, 0,5992)
β_y	1,1426	0,1717	(0,8844, 1,5315)	0,8623	0,1710	(0,6595, 1,1831)
σ_ε^2	0,0262	0,0048	(0,0185, 0,0370)	0,0278	0,0051	(0,0197, 0,0394)
γ_1	-0,4126	0,1091	(-0,6250, -0,1927)	-0,4176	0,1131	(-0,6385, -0,1883)
γ_2	-0,3317	0,1054	(-0,5355, -0,1170)	-0,3358	0,1094	(-0,5495, -0,1109)
γ_3	0,4583	0,1273	(0,2209, 0,7218)	0,4607	0,1308	(0,2125, 0,7293)
γ_4	0,6634	0,1411	(0,3995, 0,9538)	0,6632	0,1446	(0,3862, 0,9633)
$m(i_t^*)$	0,0363	0,0829	(-0,1205, 0,2072)	0,0380	0,0878	(-0,1299, 0,2203)
$v(i_t^*)$	0,7971	0,0684	(0,6838, 0,9522)	0,7936	0,0673	(0,6826, 0,9467)
Test χ^2	8,8098 (0,5125)			8,6961 (0,5184)		

Estimación mediante algoritmo de Gibbs del modelo [2]-[3], utilizando las estimaciones de la brecha del producto basadas en el filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda = 116116$) y en el modelo de componente no observado de Gerlach y Smets (1999). Los resultados se basan en 10.000 valores simulados tras descartar las 5.000 primeras iteraciones. Para cada coeficiente se presenta la *media* y la desviación estándar (*s.d.*) de su distribución *a posteriori* y el intervalo de confianza al 95 por 100 (*i.c.*). $m(i_t^*)$ y $v(i_t^*)$ son la media y varianza de la variable latente i_t^* . En la última fila se recoge el estadístico del test χ^2 de bondad de ajuste y su p-valor entre paréntesis. Período muestral: 1999: 12-2003: 09.

Gibbs de las que se descartan las 5.000 primeras y las 10.000 restantes se reservan para calcular los momentos *a posteriori* de los parámetros una vez que el algoritmo ha convergido (ver Girard y Parent, 2001, para detalles sobre la implementación del algoritmo de Gibbs). Adicionalmente, llevamos a cabo un contraste χ^2 de bondad del ajuste sobre los residuos del modelo estimado. El estadístico y su p-valor se calculan en cada iteración del algoritmo de Gibbs y se presenta el promedio de ambas magnitudes. Ambos modelos estimados superan este test.

Como se ha indicado, el proceso latente i_t^* puede interpretarse como una proxy del nivel deseado u objetivo de las autoridades monetarias para el tipo de interés oficial en cada período. Los parámetros β_π y β_y determinan la sensibilidad del nivel objetivo respecto a la inflación y a la brecha del producto, respectivamente. Las estimaciones de β_π son similares con independencia de la esti-

mación de y_t utilizada: 0,2256 (Hodrick-Prescott) y 0,2110 (modelo de componente no observado). Sin embargo, la distribución *a posteriori* de este parámetro presenta en ambos casos una gran dispersión y, a juzgar por los intervalos de confianza al 95 por 100, no es significativamente distinto de cero. La estimación de β_y es 1,1426 (Hodrick-Prescott) y 0,8623 (modelo de componente no observado) y en este caso la relación entre la brecha del producto y el nivel objetivo i_t^* está más claramente definida desde el punto de vista estadístico.

Una de las características más atractivas de la especificación *probit* es que permite diferenciar los dos tipos de inercia en las acciones del BCE que observamos en la realidad. Por una parte, con una estimación del parámetro ρ igual a 0,7327 (Hodrick-Prescott) y 0,7380 (modelo de componente no observado), la información más reciente recibe una ponderación algo inferior a la asignada a la información de períodos anteriores y como

consecuencia el nivel objetivo para el tipo de intervención cambia gradualmente. La segunda fuente de inercia en el comportamiento del tipo de intervención es directamente atribuible al carácter discreto de sus variaciones. La amplitud de los intervalos que determinan los coeficientes de corte γ_j estimados implica que las condiciones económicas deben cambiar sustancialmente antes de inducir un cambio del tipo oficial: un incremento del tipo de intervención de una determinada magnitud exige una diferencia de mayor magnitud entre el nivel objetivo i_t^* y el tipo de intervención vigente i_{t-1} (con la excepción del caso de un recorte de 50 puntos básicos).

Por último, para caracterizar la sensibilidad del tipo de intervención a las variaciones en las condiciones económicas, en el Cuadro 2 se presentan los efectos marginales para π_t e y_t . Los efectos marginales indican el efecto que un cambio del valor de cada variable explicativa ejerce sobre la probabilidad de que el tipo de intervención sufra un recorte o un incremento de 25 ó 50 puntos básicos, o permanezca constante. El tamaño de estos efectos marginales es reducido en todos los casos y puede interpretarse como síntoma de insensibilidad del tipo oficial de la política monetaria a la evolución de la brecha del producto y, especialmente, de la tasa de inflación.

La detección de un reducido grado de sensibilidad del tipo de intervención de la política monetaria respecto de la inflación es un resultado algo sorprendente para el caso de un banco central cuyo principal objetivo es el control de la inflación. La débil respuesta del tipo de intervención a la inflación (y especialmente la elevada dispersión de la distribución *a posteriori* obtenida para el parámetro β_π) quizás sea un problema específico de la muestra analizada. De hecho, tal como se aprecia en el Gráfico 3, los sucesivos recortes del tipo de intervención desde 2001 se han producido en un contexto de relativa estabilidad de la tasa de inflación, que se ha mantenido en la banda comprendida entre el 2 y el 2,5 por 100 aproximadamente. Otras explicaciones que escapan de los objetivos del presente trabajo pueden basarse en la omisión de efectos no lineales o asimetrías en la función de reacción estimada (ver, por ejemplo, Surico, 2003).

5. Resumen y conclusiones

La configuración del BCE, recogida en el Tratado de Maastricht lo convierte en uno de los bancos centrales que goza de un mayor grado de independencia en la actualidad y determina su objetivo básico: mantener la estabilidad de precios en la eurozona. Para la consecución de este objetivo, el BCE ha definido una estrategia en dos pilares, basados en el seguimiento de la evolución de los agregados monetarios (primer pilar) y en el análisis de diferentes variables con capacidad predictiva sobre la evolución de los precios (segundo pilar). Pese a los esfuerzos de las autoridades monetarias europeas por trasladar al público la conveniencia y deseabilidad de esta estrategia dual, las críticas se han dejado oír prácticamente desde su puesta en funcionamiento. La revisión de la estrategia de la política monetaria que el BCE realizó en mayo de 2003, no parece haber introducido cambios sustanciales en la misma, por lo que cabe esperar que persistan las críticas.

Para describir la actividad del BCE en un marco estándar de análisis, en este trabajo se ha planteado una función de reacción donde los cambios del tipo de intervención (siempre de 25 ó 50 puntos básicos) son determinados por la evolución de un indicador, no observable, dependiente de la inflación y la brecha del producto y que puede interpretarse como el nivel objetivo para el tipo oficial. La magnitud de cada cambio está condicionada por la divergencia entre el nivel corriente del tipo de intervención y el nivel objetivo para el mismo, de manera que el banco central sólo actúa cuando la diferencia entre ambos supera un determinado umbral. Con esta especificación se incorpora al análisis la naturaleza discreta e infrecuente de los cambios del tipo oficial del BCE, y se pueden diferenciar dos fuentes de inercia en el comportamiento de las autoridades monetarias: la primera, inducida por un comportamiento autorregresivo del nivel objetivo, y la segunda inducida por el hecho de que los cambios del tipo de intervención son de magnitud fija, que implica que las acciones se aplazan hasta que la evolución de la economía no justifica un movimiento de tal magnitud.

CUADRO 2
EFFECTOS MARGINALES

Hodrick-Prescott					
	$prob(\Delta i_t = -0,5)$	$prob(\Delta i_t = -0,25)$	$prob(\Delta i_t = 0)$	$prob(\Delta i_t = 0,25)$	$prob(\Delta i_t = 0,5)$
π_t	-0,0386	-0,0173	0,0211	0,0176	0,0172
y_t	-0,1736	-0,0761	0,0938	0,0785	0,0775
Gerlach-Smets					
	$prob(\Delta i_t = -0,5)$	$prob(\Delta i_t = -0,25)$	$prob(\Delta i_t = 0)$	$prob(\Delta i_t = 0,25)$	$prob(\Delta i_t = 0,5)$
π_t	-0,0355	-0,0159	0,0171	0,0184	0,0159
y_t	-0,1239	-0,0540	0,0596	0,0632	0,0551

Efectos marginales de la tasa de inflación (π_t) y de la brecha del producto (y_t) sobre las probabilidades $prob(\Delta i_t = k)$, ($k = -0,5, -0,25, 0, 0,25, 0,50$).

La primera nota reseñable del análisis empírico señala que la actividad del BCE se ha caracterizado hasta el momento por una reducida sensibilidad a la evolución de la tasa de inflación. En segundo lugar, en el caso del BCE, las dos fuentes de inercia consideradas parecen desempeñar un papel significativo y, en conjunto, las condiciones económicas deben cambiar sustancialmente para inducir un cambio (en cualquier sentido) del tipo de referencia. Se confirma así en cierto modo la valoración del BCE como un banco central que actúa «demasiado poco, demasiado tarde».

Referencias bibliográficas

[1] ALESINA, A. F., BLANCHARD, O. J., GALÍ, J., GIAVAZZI, F. y UHLIG, H. (2001): «Defining a Macroeconomic Framework for the Euro Area», *Monitoring the European Central Bank*, número 3, CEPR, Londres.

[2] BEGG, D., CANOVA, F., DeGRAUWE, P., FATÁS, A. y LANE, P. (2002): «Surviving the Slowdown», *Monitoring the European Central Bank*, número. 4, CEPR, Londres.

[3] BUITER, W. H. (1999): «Alice in Euroland», *Journal of Common Markets Studies*, volumen 37, páginas 181-209.

[4] DOMÉNECH, R., LEDO, M. y TAGUAS, D. (2002): «Some New Results on Interest Rate Rules in EMU and in the US», *Journal of Economic and Business*, volumen 54, páginas 431-446.

[5] DUEKER, M. (1999): «Conditional Heteroscedasticity in Qualitative Response Models of Time Series: a Gibbs-sampling Approach to the Bank Prime Rate», *Journal of Business and Economic Statistics*, volumen 17, páginas 466-472.

[6] DUISENBERG, W. F. (2002): «Challenges to the ECB's Monetary Policy». Discurso pronunciado en Frankfurt durante la recepción del *European Banker of the Year Award*.

[7] EICHENGREEN, B., WATSON, M. y GROSSMAN, R. S. (1985): «Bank Rate Policy Under the Interwar Gold Standard: A Dynamic Probit Model», *The Economic Journal*, volumen 95, páginas 725-745.

[8] GALÍ, J. (2003): «Monetary Policy in the Early Years of EMU», en *EMU and Economic Policy in Europe: the Challenges of the Early Years*, editado por M. BUTI y A. SAPIR, Edward Elgar Publishing.

[9] GERLACH, S. y SCHNABEL, G. (2000): «The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area», *Economic Letters*, volumen 67, páginas 165-171.

[10] GERLACH, S. y SMETS, F. (1999): «Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area», *European Economic Review*, volumen 43, páginas 801-812.

[11] GIRARD, P. y PARENT, E. (2001): «Bayesian Analysis of Autocorrelated Ordered Categorical Data for Industrial Quality Monitoring», *Technometrics*, volumen 43, páginas 180-191.

[12] HYUNG, N. (1999): *Linking Series Generated at Different Frequencies and its Applications*, Deutsche Bank Research, RN-99-1.

[13] ISSING, O. (1999): «The Eurosystem: Transparent and Accountable or "Willem in Euroland"», *Journal of Common Markets Studies*, volumen 37, páginas 503-519.

[14] MIHOV, I. (2001): «Monetary Policy Implementation and Transmission in the European Monetary Union», *Economic Policy*, volumen 16, páginas 369-406.

[15] RAVN, M. O. y UHLIG, H. (2002): «On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations», *The Review of Economics and Statistics*, volumen 84, páginas 371-376.

[16] SACK, B. y WIELAND, V. (1999): «Interest-rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence», *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper*, número 1999-39.

[17] SURICO, P. (2003): «How Does the ECB Target Inflation?», *ECB Working Paper*, número 229.

[18] SVENSSON, L. E. (2002): «A Reform of the Eurosystem's Monetary-policy Strategy is Increasingly Urgent», *Briefing Paper for the Committee on Economic and Monetary Affairs (ECON) of the European Parliament for the Quarterly Dialogue with the President of the European Central Bank*.

[19] TAYLOR, J. B. (ed.) (1999): *Monetary Policy Rules (NBER-Business Cycles Series*, volume 31, The University of Chicago Press, Chicago.