

¿Existe evidencia de asimetrías en la gestión de la política monetaria por parte del Banco Central Europeo? (1999-2014)*

Is There Any Evidence of Asymmetries in the Management of the Monetary Policy by the European Central Bank? (1999-2014)

*Esther Barros-Campello, Carlos Pateiro-Rodríguez
y J. Venancio Salcines-Cristal***

ABSTRACT

The main goal of this paper is to detect an asymmetric behaviour in the management of the European Central Bank (ECB) since the beginning of its mandate until 2014. The methodology used is twofold. This paper estimates by the generalized method of moments (GMM) an optimal monetary policy rule and a rule including dummy variables which can detect the presence of asymmetries. The crisis in the euro-zone and the liquidity problems caused the implementation of nonconventional policy measures from 2008. Our results show a) asymmetries in the interest rate-setting behaviour of ECB and b) changes in the monetary policy decisions to enhance economic growth.

Key words: central bank, monetary rules, asymmetries, inflation. *JEL Classification:* E52, E43, E51, E58.

* Artículo recibido el 29 de abril de 2015 y aceptado el 15 de octubre de 2015. Los errores remanentes son responsabilidad de los autores.

** Departamento de Análisis Económico y Administración de Empresas, Facultad de Economía y Empresa, Universidade da Coruña (correos electrónicos: esther.barros@udc.es; cpateiroudc@gmail.com; vsalcines@gmail.com).

RESUMEN

El objetivo de este artículo es verificar la presencia de asimetrías en la actuación del Banco Central Europeo (BCE) desde el inicio de su mandato hasta finales de 2014. La metodología utilizada es doble: la estimación, mediante el método de los momentos generalizado (MMG), de una regla de política monetaria óptima y de una regla que incluye variables ficticias multiplicativas capaces de detectar la presencia de comportamientos asimétricos. La crisis de crecimiento en la eurozona y los problemas de liquidez provocaron la puesta en marcha de medidas no convencionales de política monetaria después de 2008. Nuestros resultados muestran presencia de asimetría en la determinación de los tipos de interés por parte del BCE durante el periodo analizado, así como una reorientación de las decisiones de política monetaria más favorables al crecimiento económico.

Palabras clave: banco central, reglas monetarias, asimetrías, inflación. *Clasificación JEL:* E52, E43, E51, E58.

INTRODUCCIÓN

Los bancos centrales independientes en economías desarrolladas utilizan como principal instrumento para alcanzar sus objetivos un tipo de interés a corto plazo, por medio del cual transmiten las señales de su política monetaria para que los agentes y los mercados formen unas expectativas adecuadas sobre la inflación, el crecimiento económico y otras variables capaces de condicionar el cumplimiento del objetivo de la institución monetaria.

En el contexto del paradigma de las reglas lineales de política monetaria, el estudio del signo y la intensidad de la respuesta del banco central ante las desviaciones de la inflación y el crecimiento económico están apoyados por una abundante y rica literatura teórica y empírica, sobre todo a partir del trabajo seminal de Taylor (1993).

En la primera década del siglo XXI ha ido apareciendo un conjunto de trabajos que da un paso más, planteando la posibilidad de que los bancos centrales sientan una mayor o menor aversión a las desviaciones positivas frente a las desviaciones negativas, tanto relativas a la inflación como al crecimiento económico. Así, existe asimetría en el comportamiento de la autoridad monetaria cuando el incremento que lleva a cabo en el tipo de interés ante un aumento en la tasa de inflación por encima de la tasa establecida

como socialmente óptima es superior a la disminución del tipo de interés que lleva a cabo cuando la tasa de inflación se sitúa por debajo de la meta, siendo las desviaciones del mismo valor absoluto. De la misma forma, podría mostrar un comportamiento asimétrico respecto a las recesiones y a las expansiones del producto, disminuyendo más los tipos de interés en las recesiones de lo que los incrementa en las expansiones.

En la medida en que los agentes conocieran la existencia de este tipo de comportamiento por parte de la autoridad monetaria, estarían en condiciones de mejorar el proceso de formación de expectativas y, de esta forma, la transmisión de la política monetaria sería más eficiente.

El objetivo de este artículo es contrastar la hipótesis de asimetría en las decisiones de política monetaria adoptadas por el Banco Central Europeo (BCE) desde su nacimiento hasta la actualidad. Para realizar este análisis estimamos una función de reacción óptima de política monetaria en la eurozona, utilizando el método de los momentos generalizado (MMG) con datos trimestrales referidos al periodo 1999T1-2014T4. A su vez, con el propósito de dotar de robustez a los resultados, la posible presencia de asimetrías será abordada mediante la inclusión de variables ficticias multiplicativas para la inflación y el *output gap* en la función de reacción. Adicionalmente, analizamos si los resultados se mantienen cuando incluimos en el análisis una variable proxy de las condiciones financieras.

El periodo analizado incluye la importante crisis financiera internacional que se inicia a mediados de 2007 en los Estados Unidos y que se trasmite, poco después y con dinámica propia, a la zona del euro. Desde el comienzo de la crisis, y conforme ésta se fue amplificando, el BCE ha ido introduciendo diferentes medidas de carácter no convencional (*quantitative easing*) complementarias a sus decisiones sobre el nivel de los tipos de interés oficiales (Millaruelo y del Río, 2013).

En su conjunto, la nueva orientación de la política monetaria del BCE a partir de 2008 se inclina más a la dotación de liquidez al sistema y a la corrección de las turbulencias financieras que al objetivo de la estabilidad de precios. En efecto, desde principios de 2009 hasta finales del periodo analizado, la inflación no constituye un problema. Sin embargo, en este contexto de estabilidad de precios, es constatable una considerable inestabilidad en las condiciones financieras de la economía, en particular la situación del sistema bancario, los mercados de activos y sobre todo —de interés para nuestro trabajo— la evolución del crédito. Un banco central puede reorientar la

conducción de su política monetaria a objetivos distintos de la estabilidad de precios para hacer frente a situaciones de inestabilidad de las variables financieras o del crecimiento económico (aunque éste no fuera su objetivo primordial, como en el caso del BCE), sin que esta forma de proceder suponga el abandono de su objetivo último (Svensson, 2009), sobre todo cuando, como es el caso analizado en este artículo, no existe un problema de inestabilidad de precios desde el comienzo de la crisis.

Este nuevo planteamiento es acorde con un esquema de inflación flexible, frente al esquema de inflación estricto. En palabras de Svensson (2010: 1), “el objetivo de inflación nunca es estricto, sino que siempre es un objetivo flexible, en el sentido de que un banco central que tenga como objetivo primordial la estabilidad de precios, también tendrá en cuenta otras variables”.

En este contexto, entre otras medidas, la autoridad monetaria europea cambia el funcionamiento habitual de las subastas de liquidez por la adjudicación plena a tipo fijo. Además, amplía de manera generosa la lista de activos que los bancos podían utilizar como garantía en estas operaciones, aunque aplicando distintas quitas o recortes (*haircuts*) según el tipo de título. Mantiene las Operaciones Principales de Financiación semanales (OPF) y amplía el número y el plazo de las Operaciones de Financiación a Plazo Más Largo (OPFML), pasando de una mensual a tres meses, a dos mensuales a tres meses y una mensual a seis meses. Por otra parte, introduce las operaciones de financiación a plazo especial con vencimiento idéntico a la duración del periodo de mantenimiento de reservas (aproximadamente un mes). El 7 de mayo de 2009, el BCE decide realizar tres OPFML a un año y, en diciembre de 2011, anunciaba dos OPFML con vencimiento a 36 meses. Por último, en 2014, introduce las operaciones de financiación a plazo más largo con objetivo específico.

Con el objetivo de restablecer el mecanismo de transmisión de la política monetaria, facilitando la financiación bancaria y tratando de estimular la oferta de crédito a la economía que, como veremos más adelante, es una variable significativa en nuestro modelo, el BCE introduce los Programas de Compra de Bonos Garantizados (CBPP, por sus siglas en inglés) y el Programa para los Mercados de Valores (SMP, por sus siglas en inglés). Así, en los años 2009, 2011 y 2015 puso en marcha tres CBPP (títulos que las instituciones financieras emiten con la garantía de su cartera de préstamos hipotecarios o créditos a instituciones públicas).

En mayo de 2010, el BCE introdujo el SMP, que consistió en realizar in-

tervenciones en los mercados de renta fija pública y privada. El objetivo no era aplicar una política monetaria expansiva, puesto que estas compras eran esterilizadas con operaciones semanales de drenaje.

Asimismo, en 2012, inicia su andadura un nuevo programa, llamado Operaciones Monetarias de Compraventa (OMT, por sus siglas en inglés). Se trata de operaciones de compraventa simple en los mercados secundarios de deuda soberana, diseñadas por la autoridad monetaria para combatir el repunte de la prima de riesgo de la deuda de los países europeos en crisis a cambio de estrictos programas de ajuste macroeconómico. Las operaciones se centraron en los plazos más cortos de la curva de rentabilidades y, en particular, en los bonos soberanos con plazo hasta el vencimiento entre uno y tres años. Estas compras también fueron sometidas a una esterilización total.

Tras esta introducción, en la sección I exponemos el estado de la literatura sobre reglas asimétricas; en la sección II se explican los modelos que se utilizarán en el análisis empírico; la sección III presenta la descripción y las fuentes de los datos empleados; la sección IV analiza los resultados del trabajo empírico. Finalmente, ofrecemos algunas conclusiones.

I. ESTADO DE LA LITERATURA

Cuando la función que representa las preferencias del banco central (función de preferencias o función de pérdidas) es cuadrática y la función de oferta agregada es lineal, como en Svensson (1997), la función de reacción del banco central es una función lineal o simétrica, como en Taylor (1993) o en Clarida *et al.* (1998 y 2000).

Es suficiente el incumplimiento de una de las dos condiciones para que la gestión de política monetaria por parte de la autoridad monetaria muestre una desigual intensidad ante las desviaciones positivas y negativas respecto de sus objetivos. Así pues, la literatura disponible sobre reglas asimétricas de política monetaria establece como causas de una reacción no lineal por parte del *policy maker* las dos siguientes: una función de preferencias (función de pérdidas) de la autoridad monetaria asimétrica y la existencia de una curva de Phillips o curva de oferta agregada no lineal.

En relación con la primera, una función de pérdidas del banco central asimétrica, se trata de una función en la que el *policy maker* muestra una diferente aversión ante las desviaciones positivas de la inflación que ante las negativas y ante el *gap* del producto positivo o negativo y, en consecuencia,

modifica el tipo de interés con diferente intensidad en función del signo de la desviación. En síntesis, ésta es la naturaleza de las asimetrías en política monetaria.

Por lo tanto, en principio, la autoridad monetaria puede ponderar más las desviaciones positivas de la inflación respecto al nivel marcado como objetivo que las desviaciones negativas o al revés. Y lo mismo ocurre con las desviaciones del producto respecto a su nivel potencial. El banco central puede ponderar más o menos las desviaciones positivas que las negativas.

Ahora bien, Aguiar y Martins (2008) resumen dos tipos de preferencias asimétricas que parecen observarse en la gestión de política monetaria por parte de distintos bancos centrales. El primer tipo es observado en la gestión de las autoridades monetarias a las que les preocupan las desviaciones de la inflación por encima del objetivo y las desviaciones negativas del *output*, pero le preocupan más las recesiones económicas. Detrás de este comportamiento está la sensibilidad a los costes sociales de las recesiones y que, en sociedades democráticas, incluso los bancos centrales independientes son sensibles a las presiones políticas y sociales en este sentido.

El segundo tipo de preferencia asimétrica hace referencia a la actuación de la autoridad monetaria que parece preferir niveles de inflación por debajo del nivel objetivo que por encima. Este tipo de preferencia se encuadra perfectamente en aquellos bancos centrales que quieren transmitir una imagen de compromiso firme con el mantenimiento de bajos niveles de inflación.

Los trabajos de investigación en materia de reglas asimétricas de política monetaria sustentadas en una función de preferencias asimétrica arrancan de los trabajos de Varian (1975), Zellner (1986) y Nobay y Peel (1998). Entre ellos citamos los de Ruge-Murcia (2001), Dolado *et al.* (2002), Bec *et al.* (2002), Nobay y Peel (2003), Surico (2003) y Surico (2007a, 2007b), Cukierman (2000), Cukierman (2004), Cukierman y Muscatelli (2007), Saadon *et al.* (2008), Aguiar y Martins (2008), Ikeda (2010), Aragón y Bezerra (2013).

Por lo que se refiere a la segunda causa, Schaling (1998), Nobay y Peel (2000), Schaling, (2004), Dolado *et al.* (2005), Sznajderska (2012), García-Iglesias *et al.* (2013), Barros-Campello *et al.* (2015) derivan una función de reacción óptima del banco central cuando la estructura de la economía está caracterizada por un *trade-off* en el corto plazo no lineal entre inflación y paro.¹

Debido al relativamente corto periodo de funcionamiento del BCE, pocos

¹ Una explicación amplia de las causas que pudieran determinar la existencia de una relación no lineal entre inflación y paro, que establece la forma de la curva de Phillips, o entre la desviación de la inflación

han sido los trabajos empíricos que han estudiado el comportamiento simétrico o asimétrico de esta autoridad monetaria. Algunos de estos trabajos se orientan a la búsqueda de asimetrías ante las desviaciones de la inflación respecto del objetivo, teniendo en cuenta que la estabilidad de precios es el objetivo último del BCE.

Sin embargo, interesa conocer la forma de reacción del BCE ante el crecimiento económico y el paro, aunque éste no sea su objetivo explícito.

Surico (2007a) estima, utilizando el MMG, la función de reacción del BCE, a partir de datos mensuales de la eurozona para el periodo que abarca desde enero de 1999 hasta diciembre de 2004. En lo relativo a las asimetrías respecto a la inflación y el *output*, las conclusiones a las que llega son las mismas que en Surico (2003):² la política monetaria del BCE es no lineal y *state-dependent*. Las asimetrías en la respuesta del BCE no están en la reacción ante desviaciones de la inflación, sino ante desviaciones del *output*: ante movimientos de la misma magnitud, la expansión monetaria llevada a cabo por el *policy maker* ante una contracción del *output* es mayor que la restricción monetaria puesta en marcha cuando el nivel de producción supera al potencial.

Dolado *et al.* (2005) estudian la política monetaria del área euro en el periodo 1984-2001, concluyendo también la asimetría en las reacciones de la autoridad monetaria europea, aunque, en este caso, respecto al objetivo de inflación.

García-Iglesias *et al.* (2013) estudian el comportamiento del BCE desde su nacimiento hasta el comienzo de la crisis, incluyendo el año 2008 que, a diferencia de los años anteriores, presenta tasas de inflación superiores a 3%. Estos autores concluyen la no presencia de un comportamiento asimétrico del BCE en el periodo 1999-2008.

De todas formas, es importante tener en cuenta el periodo analizado en cada uno de los trabajos citados que, al no ser homogéneo, podría justificar algunas de las diferencias obtenidas en sus conclusiones.

Otros trabajos empíricos (Flores *et al.*, 2000; Corbo, 2002; Mohanty

y el *output gap*, que determina la forma de la curva de oferta agregada, se encuentra en Barreiro *et al.* (1999: cap. 7).

² En este análisis empírico utiliza datos agregados del área euro que cubren el periodo que abarca desde el mes de julio de 1997 hasta el mes de octubre de 2002. Justifica la ampliación de la muestra hasta mediados de 1997 en los pocos años de funcionamiento del BCE y en que la adopción del Pacto de Estabilidad —y la consiguiente convergencia entre las principales economías de la Unión Europea— provocó una mayor homogeneidad en el comportamiento de los agregados nacionales.

y Klau, 2004; Moura y de Carvalho, 2010; Barros-Campello *et al.*, 2015) abordan la posible presencia de asimetrías en el comportamiento de diferentes bancos centrales a partir de la estimación de una regla lineal de política monetaria que incorpora variables ficticias definidas en función de los valores que tomen las desviaciones de la inflación y el producto respecto a sus niveles objetivo.

II. EL MODELO TEÓRICO

Siguiendo a Dolado *et al.* (2005), partimos del problema de optimización al que se enfrenta la autoridad monetaria: la minimización de su función de pérdidas —ecuación (1)—, sujeta a la estructura de la economía, representada ésta por una curva IS —ecuación (2)— y por una curva de oferta agregada o curva de Phillips, que puede adoptar una forma no lineal —ecuación (3)—.

$$L(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t) = \frac{1}{2} [\tilde{\pi}_t^2 + \lambda \tilde{y}_t^2] \quad (1)$$

$$\tilde{y}_{t+1} = \delta \tilde{y}_t - \xi r_t + \varepsilon_{t+1}^y \quad (2)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + a(\tilde{y}_t + \phi \tilde{y}_t^2) + \varepsilon_{t+1}^\pi, \quad \tilde{y}_t > -\frac{1}{2\phi} \quad (3)$$

Partiendo del objetivo del banco central de minimizar en cada momento t el valor presente esperado de las pérdidas de cada periodo:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varpi^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, \tilde{y}_{t+s}) \quad (4)$$

Obtenemos la regla óptima de política monetaria,³ representada por la ecuación (5).

$$i_t = c_1 E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + c_2 E_{t-1} \tilde{y}_t + c_3 E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+1} \tilde{y}_t) \quad (5)$$

donde $c_1 = 1 + a/\lambda\delta\xi$; $c_2 = (1 + \varpi\delta^2)/\varpi\delta\xi$; $c_3 = 2\phi a/\lambda\delta\xi$, i_t es el tipo de interés nominal, $\tilde{\pi}_t$ es la desviación de la tasa de inflación respecto a la tasa considerada socialmente óptima, \tilde{y}_t el *output gap* o desviación del nivel de producción respecto a su valor tendencial, $r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$ es la tasa de interés real

³ Véase el desarrollo completo en el apéndice.

esperada, ϖ es el factor de descuento, ϖ y $\delta \in [0,1)$ y ε_{t+1}^π y $\varepsilon_{t+1}^{\tilde{y}}$ son *shocks* de inflación y producción, respectivamente, que siguen una distribución normal de media cero.

El último término de la derecha (interacción o término rectangular) de la ecuación (5) muestra la interacción entre las previsiones de inflación y el *output gap*. Un coeficiente c_3 estadísticamente distinto de cero, pondrá de manifiesto un comportamiento asimétrico por parte del banco central cuando establece los tipos de interés a corto plazo.

Para la realización del análisis empírico se reescribe la ecuación (5) como:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 \tilde{y}_{t+b} + c_3 (\tilde{\pi}_{t+f} \tilde{y}_{t+b}) + \rho i_{t-1} + v_t^i \tag{6}$$

donde:

$$v_t^i = -\left\{ c_1 (\tilde{\pi}_{t+f} - E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+f}) + c_2 (\tilde{y}_{t+b} - E_{t-1} \tilde{y}_{t+b}) + c_3 \left[(\tilde{\pi}_{t+f} \tilde{y}_{t+b}) - E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+f} \tilde{y}_{t+b}) \right] \right\} \tag{7}$$

Es decir, sustituimos los valores esperados por los realizados y permitimos que el modelo sea *backward looking* o *forward looking*, de forma que los subíndices temporales f y b pueden ser positivos o negativos, e introducimos el término ρi_{t-1} , que refleja el fenómeno conocido como *interest-rate smoothing*.⁴

Como vemos, v_t^i es una combinación lineal de los errores cometidos en las estimaciones y, por lo tanto, ortogonal a cualquier variable contenida en el conjunto de información disponible en el momento $t-1$. Como es habitual en los modelos de expectativas racionales, el método de estimación descansa en la elección de un conjunto de instrumentos, Z_t , a partir de las variables que forman parte del conjunto de información del que dispone el banco central, como las variables retardadas que contribuyen a elaborar las previsiones de inflación o *output* o cualquier otra variable contemporánea que esté incorrelacionada con el *shock* de política monetaria, v_t^i . Por lo tanto, se pueden construir los estimadores MMG de los parámetros de la ecuación (6), utilizando el conjunto de condiciones de ortogonalidad dado por $E(v_t^i | Z_t) = 0$.

⁴ Brainard (1967), Goodfriend (1991), Ellis y Lowe (1997), Deutsche Bundesbank (1999), Rotemberg y Woodford (1999), Reifschneider y Williams (2000), Williams (2003), Woodford (2003), Castelnovo y Surico (2004), Wieland (2006), Wolman (2005), entre otros, han justificado, desde distintos puntos de vista, esta tendencia de las autoridades monetarias a suavizar la senda del tipo de interés oficial.

Como enfoque alternativo y con el propósito de contrastar la robustez del resultado relativo a la presencia de asimetrías en la gestión de la política monetaria por parte de la autoridad monetaria de la eurozona en el periodo analizado, hemos incluido en la función de reacción (8) las variables ficticias multiplicativas $D^{\tilde{\pi}}$ y $D^{\tilde{y}}$.

$$\dot{i}_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 \tilde{y}_{t+b} + c_1^* D_{t+f}^{\tilde{\pi}} \tilde{\pi}_{t+f} + c_2^* D_{t+b}^{\tilde{y}} \tilde{y}_{t+b} + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad (8)$$

donde:

$$D^{\tilde{\pi}} = \begin{cases} 0, & \text{si } \tilde{\pi}_{t+f} < 0 \\ 1, & \text{en otro caso} \end{cases} \quad D^{\tilde{y}} = \begin{cases} 0, & \text{si } \tilde{y}_{t+b} > 0 \\ 1, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Por lo tanto:

$$\frac{\partial \dot{i}_t}{\partial \tilde{\pi}_{t+f}} = \begin{cases} c_1, & \text{si } \tilde{\pi}_{t+f} \leq 0 \\ c_1 + c_1^*, & \text{si } \tilde{\pi}_{t+f} > 0 \end{cases} \quad \frac{\partial \dot{i}_t}{\partial \tilde{y}_{t+b}} = \begin{cases} c_2, & \text{si } \tilde{y}_{t+b} \geq 0 \\ c_2 + c_2^*, & \text{si } \tilde{y}_{t+b} < 0 \end{cases}$$

Esto es, si $c_1^* > 0$, el banco central muestra una mayor aversión a las situaciones en las que la tasa de inflación se sitúa por encima de su nivel objetivo que a las situaciones en las que la economía presenta un nivel de inflación inferior al considerado como socialmente óptimo. Por otra parte, si $c_2^* > 0$, la autoridad monetaria muestra una mayor aversión a las recesiones económicas que a las expansiones. La principal ventaja de este enfoque alternativo es que nos permite profundizar en el tipo de preferencia asimétrica observada en la gestión de la política monetaria por parte del banco central.

III. LOS DATOS

El BCE asumió sus responsabilidades como banco central coincidiendo con la creación del euro, el 1° de enero de 1999. En octubre y diciembre de 1998, el Consejo de Gobierno hizo públicos los principales elementos de su estrategia de política monetaria que, basada en dos pilares, está orientada hacia la estabilidad. Establece como único objetivo explícitamente asumido por el BCE el de la estabilidad de precios en la zona euro. Definía la estabilidad de precios como una tasa de variación interanual del Índice Armonizado de Precios al Consumo (IAPC) por debajo de 2% en un horizonte temporal de medio plazo (BCE, 1998). La estrategia del BCE ha sido objeto de algunas

críticas y análisis, como Galí *et al.* (2004), Gerlach (2004) y García y Pateiro (2009). En 2003, contando ya con casi cinco años de experiencia, precisó su referencia para el crecimiento de los precios “por debajo, cerca de 2%” (BCE, 2003). Algunos analistas sostienen que la clarificación “cerca de 2%” podría ser interpretada como una forma opaca de transmitir que el objetivo de inflación, consistente con la estabilidad de precios, quedó establecido desde el principio, de manera implícita, en el rango 1-2%.

En el análisis empírico dirigido a estudiar el comportamiento mostrado por el BCE desde su nacimiento hasta la actualidad, hemos utilizado los datos trimestrales de la economía de la zona euro, referidos al periodo comprendido entre el primer trimestre de 1999 y el cuarto trimestre de 2014.

El tipo de interés nominal a corto plazo utilizado es el Euro Overnight Index Average (EONIA). Empleamos la media trimestral de los datos diarios. Se podría utilizar como variable a explicar el tipo de interés oficial, o básico, que equivale al tipo mínimo de las OPF; pero, siguiendo a García-Iglesias (2007), García y Pateiro (2009), García-Iglesias *et al.* (2011) y Barros-Campello *et al.* (2015), hemos optado por el EONIA, por estar determinado, con frecuencia diaria, en el mercado por agentes privados, mientras que el tipo de interés mínimo de las operaciones principales de financiación se mantiene constante durante periodos más o menos largos. No obstante, la evolución de ambos tipos de interés es muy similar.

Como medida de la inflación, utilizamos, alternativamente, la tasa de variación interanual del IAPC y del IAPC que excluye los productos energéticos y los alimentos no procesados, o inflación subyacente. En los dos casos, el dato trimestral es la media aritmética de las tres observaciones mensuales.

A partir de estos datos, calculamos la variable explicativa $\tilde{\pi}_{t+f}$, es decir, la desviación de la inflación respecto a su objetivo. En el primer caso, tomamos como objetivo de inflación 2%, conforme a lo comentado en líneas anteriores. En el segundo caso, la desviación de la inflación subyacente es la diferencia entre la observada y la tendencial, calculada esta última con el filtro de Hodrick y Prescott (1997).

Por lo que se refiere al cálculo del *gap* del producto, \tilde{y}_t , medimos la producción a partir de los volúmenes encadenados del PIB a precios de mercado ajustado estacionalmente con año de referencia 2005.

El problema fundamental al que nos enfrentamos cuando trabajamos con el producto potencial de una economía es que al no ser una variable observable, tenemos que estimarlo. Cerra y Chaman (2000) recopilan distintos

métodos para el cálculo del *output* potencial y la brecha entre la producción efectiva y la potencial. Instituciones internacionales como la Organización para la Cooperación y el desarrollo Económicos (OCDE) o la Comisión Europea utilizan una metodología basada en la estimación de una función de producción. El principal punto fuerte de esta aproximación es que se basa en un enfoque teórico, por lo tanto permite analizar los determinantes que se encuentran detrás del crecimiento potencial, frente a otras metodologías puramente estadísticas que se basan en ofrecer una suavización de la evolución observada en la producción efectiva. Sin embargo, su principal desventaja es que requiere un conjunto muy amplio de información y la realización de un número relativamente elevado de supuestos simplificadores.

Entre los métodos estadísticos que pretenden extraer la tendencia de la serie del producto mediante la utilización de técnicas estadísticas, destaca el método univariante del filtro de Hodrick y Prescott (1997), que es ampliamente empleado en la literatura empírica sobre reglas de política monetaria y será el utilizado en este trabajo.

De esta forma, medimos el *output gap* como la diferencia entre el logaritmo neperiano del PIB y el filtro de Hodrick-Prescott (HP) del mismo, con un parámetro de alisamiento de 1.600, al tratarse de datos trimestrales.

La gráfica 1 muestra la evolución de las variables utilizadas en el análisis empírico. La información referida a estas variables está disponible en la base de datos del BCE.

1. La contrastación empírica

Como hemos adelantado, estimaremos la ecuación (6) mediante el MMG:

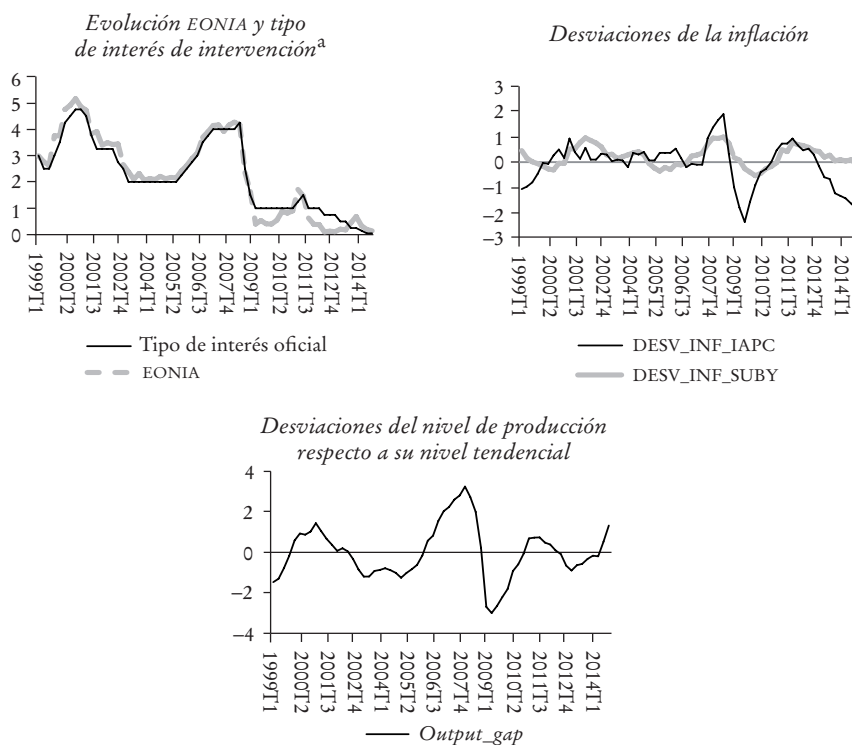
$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 \tilde{y}_{t+b} + c_3 (\tilde{\pi}_{t+f} \tilde{y}_{t+b}) + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad (6)$$

En términos de significación de las variables explicativas, obtenemos los mejores resultados con un $f = 4$ y un valor de $b = 0$, es decir, en lo que se refiere a su objetivo de control de la inflación en el medio plazo, los datos parecen mostrar que la autoridad monetaria europea se fija un horizonte de un año,⁵ mientras que, en lo referido al *output gap*, parece que el BCE tiene en conside-

⁵ Coincidiendo con el consenso de Clarida *et al.* (1998) y el de Dolado *et al.* (2005). Además, esta especificación *forward looking* respecto a la inflación también es utilizada por García-Iglesias *et al.* (2013) al analizar el comportamiento del BCE en el periodo 1999-2008.

GRÁFICA 1. *Evolución de las variables del modelo*

(Porcentaje)



^a Para esta representación tomamos el dato correspondiente al último día del trimestre para las dos variables.

ración, al llevar a cabo la gestión de la política monetaria comunitaria, el valor corriente de dicha variable.

Como variables instrumentales, utilizamos una constante y los tres primeros retardos de la desviación de la inflación, el *output gap* y la interacción de los *gaps* de inflación y *output*. Todas estas variables son potencialmente útiles para estimar la inflación y el *output* futuro y están incorrelacionadas con el *shock* de política monetaria v_t^i .

Teniendo en cuenta que el conjunto de instrumentos y, por lo tanto, el número de condiciones de ortogonalidad excede el de parámetros a estimar, será necesario contrastar la validez de las restricciones de sobreidentificación. Hansen (1982) sugiere un test que puede implementarse utilizando el estadístico J de forma que si $J < \chi^2_{I-R}$, donde I es el número de instrumen-

tos y R el número de regresores, no se rechaza la hipótesis nula y las restricciones de sobreidentificación no implican que exista evidencia en contra del modelo económico propuesto.

La condición para asegurar que el vector de parámetros estimados mediante el MMG con variables instrumentales sea bastante consistente, asintóticamente normal y eficiente es la estacionariedad de las variables instrumentales así como de las variables que conforman la regla tayloriana representada por la ecuación (6). El cuadro 1 recoge la prueba de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en inglés). En todos los casos, rechazamos la hipótesis nula de que la serie es no estacionaria (tiene una raíz unitaria). En el caso de la evolución de la inflación medida a partir del IAPC, el nivel de significación es de 6%. En las restantes, aceptamos la estacionariedad de las variables para un nivel de significación inferior a 5%. Cabe señalar que estamos ante variables que, en el largo plazo y en economías estables, se comportan como estacionarias. Sin embargo, la profundidad de la crisis económica actual imprimió una tendencia muy negativa a la evolución de la inflación. Este hecho se refleja en los resultados obtenidos.

CUADRO 1. *Prueba de raíz unitaria ADF*

<i>Variable</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>
EONIA	-3.87	0.0191
Inflación_IAPC	-3.37	0.0652
Inflación_subyacente	-4.54	0.0030
<i>Output gap</i>	-3.87	0.0195

FUENTE: elaboración propia.

Como matriz de ponderación utilizamos la matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad y autocorrelación (HAC). En la estimación de esta matriz, hemos utilizado el Kernel Bartlett, y respecto a la selección del *bandwidth*, hemos optado por el método Newey-West Fijo (1994).

Los cuadros 2 y 3 muestran los resultados de la estimación de la ecuación (6). Las reglas 1 y 3 incluyen el *interest rate smoothing*, mientras que la 2 y la 4 no contemplan la inercia en la fijación de los tipos de interés por parte de la autoridad monetaria.

Como vemos, en todos los casos, los coeficientes presentan el signo esperado y las variables explicativas son estadísticamente significativas. Tal y como prevé la teoría, los coeficientes relativos a las desviaciones de la inflación, el *output gap* y, en su caso, los valores pasados del tipo de interés son

CUADRO 2. *Estimación de la regla óptima utilizando datos de inflación calculados a partir del IAPC^a*

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_3(\tilde{\pi}_{t+4}\tilde{y}_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$							
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	$\hat{\rho}$	J	R^2 ajustado
Regla 1	0.74] (5.04) [0.0000]	0.35 (2.31) [0.0240]	0.26 (4.79) [0.0000]	-0.09 (-2.12) [0.0391]	0.67 (8.54) [0.0000]	3.51	0.93
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_3(\tilde{\pi}_{t+4}\tilde{y}_t) + v_t^i$							
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3		J	R^2 ajustado
Regla 2	2.22 (10.25) [0.0000]	0.47 (2.10) [0.0408]	0.74 (7.56) [0.0000]	-2.06 (-2.55) [0.01301]		4.30	0.47

FUENTE: elaboración propia.

^a Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el valor p .

positivos. En todos los casos el *output gap* es estadísticamente significativo, lo que nos indica que el BCE responde también a la economía real. Estos resultados son compatibles con una política monetaria que, sin abandonar el objetivo de inflación, reacciona ante la evolución de la actividad económica. Como sabemos, desde inicios de 2008, la economía de la zona euro entró en una profunda y duradera recesión, con tasas negativas de crecimiento económico y tasas de paro crecientes. En este contexto se puede interpretar

CUADRO 3. *Estimación de la regla óptima utilizando datos de la inflación subyacente^a*

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_3(\tilde{\pi}_{t+4}\tilde{y}_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$							
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	$\hat{\rho}$	J	R^2 ajustado
Regla 3	0.14 (1.03) [0.3082]	0.15 (6.35) [0.0000]	0.11 (2.05) [0.0451]	-0.39 (-2.98) [0.0044]	0.98 (14.93) [0.0000]	7.68	0.91
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_3(\tilde{\pi}_{t+4}\tilde{y}_t) + v_t^i$							
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3		J	R^2 ajustado
Regla 4	2.60 (12.97) [0.0000]	0.72 (2.20) [0.0325]	0.74 (7.51) [0.0000]	-0.40 (-2.02) [0.0484]		7.91	0.38

FUENTE: elaboración propia.

^a Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el valor p .

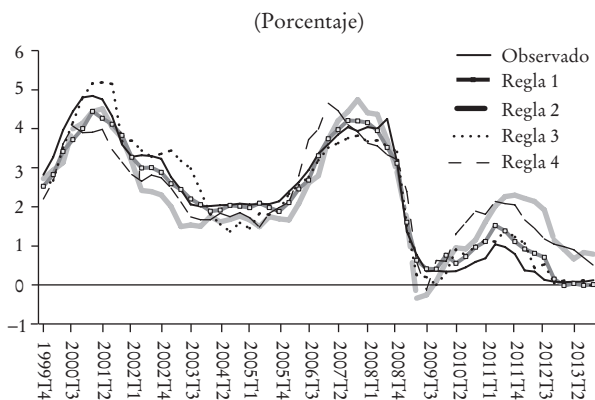
que la política monetaria del BCE se orientó a la activación de la actividad económica.

Por otra parte, podemos afirmar que el BCE adoptó una función de reacción asimétrica en el periodo analizado, como se deduce del signo negativo del coeficiente rectangular y de su nivel de significación.

En cuanto al estadístico J , el valor que toma nos permite aceptar en todos los casos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas. Es decir, aceptamos que el modelo está correctamente especificado. Por lo que se refiere al coeficiente de determinación ajustado, su valor es muy elevado en las reglas 1 y 3, que incorporan el *interest rate smoothing*. Sin embargo, como cabe esperar, su valor es considerablemente menor en las reglas 2 y 4, que no incorporan el valor retardado de la variable explicada.

En la gráfica 2 mostramos cómo las reglas de tipos de interés que hemos estimado ajustan el comportamiento mostrado por el tipo de interés, desde el nacimiento del BCE hasta la actualidad.

GRÁFICA 2. *Tipos de interés observados y estimados*



FUENTE: elaboración propia.

A la vista de la gráfica 2 se puede afirmar que el ajuste es realmente bueno en las reglas 1 y 3. Se puede ver también que el tipo de interés observado es superior al previsto por cualquiera de las cuatro reglas estimadas en los primeros años y en la última etapa del año 2008. Es decir, la gráfica parece mostrar que el BCE aplicó, durante los primeros años de funcionamiento y durante la última etapa del año 2008, una política monetaria más restrictiva que la prevista por cualquiera de las reglas de tipos de interés que hemos estimado.

Por lo que se refiere a las desviaciones de los primeros años, éstas pueden estar justificadas por el interés de la autoridad monetaria europea en labrarse una reputación antiinflacionista (Galí *et al.*, 2004). En cuanto a las desviaciones del año 2008, recordemos que en julio de ese año, cuando el crecimiento económico de todos los países de la zona euro mostraba síntomas de agotamiento, el BCE sube por sorpresa los tipos de interés de intervención un cuarto de punto hasta 4.25%. La realidad económica mostró pronto que esta medida había sido desacertada, y en octubre de ese mismo año, la autoridad monetaria europea inicia una serie de bajadas en el tipo de interés de las operaciones principales de inyección de liquidez.

En lo que se refiere a la última etapa del periodo analizado, que coincide con la profunda crisis financiera y económica en la que Europa se ve inmersa a partir de 2008, observamos que el EONIA, sobre todo en el periodo 2010-2012, es sensiblemente menor que el estimado por cualquiera de las funciones de reacción que hemos utilizado. Se podría decir que el descenso de las tasas de interés fue mucho más rápido que el estimado como óptimo debido, tal vez, a la presencia de fuertes expectativas a la baja, teniendo en cuenta la notable debilidad de la actividad económica y los problemas de financiación de algunos estados de la eurozona. Este fenómeno se refleja también en el hecho de que el tipo de interés del interbancario a un día es sensiblemente inferior al tipo de interés de intervención del BCE durante la última etapa analizada (véase la gráfica 1).

Con el objetivo de manifestar la robustez del resultado obtenido en relación con la presencia de un comportamiento asimétrico por parte de la autoridad monetaria de la eurozona, así como analizar de forma separada la posibilidad de un comportamiento asimétrico respecto a la evolución de la inflación o respecto al comportamiento del *output gap*, hemos estimado por el MMG la ecuación (8).

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 \tilde{y}_{t+b} + c_1^* D_{t+f}^{\tilde{\pi}} \tilde{\pi}_{t+f} + c_2^* D_{t+b}^{\tilde{y}} \tilde{y}_{t+b} + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad (8)$$

Los resultados obtenidos aparecen recopilados en los cuadros 4 y 5. Las reglas 5 y 7 incluyen entre las variables explicativas el valor retardado del tipo de interés, que no aparece contemplado en las reglas 6 y 8.

De acuerdo con la información recopilada en los cuadros 4 y 5, los coeficientes relativos a la desviación de la inflación, ya sea medida a partir del IAPC o como inflación subyacente, al *output gap* y, en su caso, a la variable

CUADRO 4. *Estimación de la regla de política monetaria utilizando datos de inflación calculados a partir del IAPC con variables ficticias^a*

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_1^*D_{t+4}^{\tilde{\pi}}\tilde{\pi}_{t+4} + c_2^*D_t^{\tilde{y}}\tilde{y}_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$								
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_1^*	\hat{c}_2^*	$\hat{\rho}$	J	R^2 ajustado
Regla 5	0.68 (5.74) [0.0000]	0.46 (3.50) [0.0010]	0.33 (3.14) [0.0029]	-0.14 (-0.92) [0.3618]	0.54 (2.43) [0.0187]	0.72 (14.89) [0.0000]	5.34	0.91
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_1^*D_{t+4}^{\tilde{\pi}}\tilde{\pi}_{t+4} + c_2^*D_t^{\tilde{y}}\tilde{y}_t + v_t^i$								
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_1^*	\hat{c}_2^*		J	R^2 ajustado
Regla 6	1.99 (5.81) [0.0000]	0.61 (2.79) [0.0073]	0.72 (3.74) [0.0005]	-0.31 (-0.98) [0.3337]	0.33 (2.65) [0.0107]		4.80	0.39

FUENTE: elaboración propia.

^a Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el valor p .

CUADRO 5. *Estimación de la regla de política monetaria utilizando datos de inflación subyacente con variables ficticias^a*

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_1^*D_{t+4}^{\tilde{\pi}}\tilde{\pi}_{t+4} + c_2^*D_t^{\tilde{y}}\tilde{y}_t + \rho i_{t-1} + v_t^i$								
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_1^*	\hat{c}_2^*	$\hat{\rho}$	J	R^2 ajustado
Regla 7	0.30 (1.65) [0.1054]	1.01 (2.98) [0.0044]	0.27 (5.28) [0.0000]	-1.51 (-2.95) [0.0048]	0.22 (3.38) [0.0014]	0.88 (10.20) [0.0000]	7.29	0.96
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_1^*D_{t+4}^{\tilde{\pi}}\tilde{\pi}_{t+4} + c_2^*D_t^{\tilde{y}}\tilde{y}_t + v_t^i$								
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_1^*	\hat{c}_2^*		J	R^2 ajustado
Regla 8	0.34 (0.90) [0.3736]	0.84 (2.53) [0.0145]	0.39 (3.99) [0.0002]	-0.50 (-0.03) [0.3079]	0.70 (2.62) [0.0116]		4.05	0.36

FUENTE: elaboración propia.

^a Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el valor p .

dependiente retardada, presentan el signo esperado y son estadísticamente distintos de cero.

A su vez, los resultados obtenidos parecen mostrar que la autoridad monetaria de la zona euro no presenta un comportamiento asimétrico respecto al objetivo de inflación, mientras que, con un nivel de significación inferior a 5%, podemos afirmar que el BCE muestra una aversión asimétrica a las desviaciones positivas y negativas del *output* respecto a su nivel tendencial, en concreto, ante movimientos de la misma magnitud, la expansión monetaria llevada a cabo por la autoridad monetaria ante una contracción del

output es mayor que la restricción monetaria puesta en marcha cuando el nivel de producción supera al tendencial. Surico (2007), con datos del periodo 1999-2004, aporta la misma conclusión. Teniendo en cuenta que nuestro trabajo incluye también el periodo de crisis 2008-2014, es lógico que este comportamiento asimétrico se mantuviese e incluso se acentuase.

A la vista de los resultados obtenidos, nos hemos preguntado por el origen de tales asimetrías en el comportamiento del BCE. Como hemos indicado, una de las posibles causas de tales asimetrías es que la economía presente una curva de Phillips no lineal.

La comprobación de la forma que adopta la curva de Phillips es una tarea compleja, dado que la forma de dicha curva depende de multitud de variables, algunas de las cuales caen fuera de este trabajo. Dolado *et al.* (2005), García-Iglesias *et al.* (2013) realizan una aproximación a la forma de la curva de Phillips mediante la estimación de la ecuación (3).

$$\pi_{t+1} = \pi_t + a(\tilde{y}_t + \phi\tilde{y}_t^2) + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad (3)$$

Según dicha ecuación, siendo $a > 0$, la curva de Phillips será convexa si $\phi > 0$, y cóncava en el caso opuesto. En el periodo estudiado, los resultados obtenidos no nos permiten rechazar la hipótesis de nulidad del coeficiente ϕ (valor $p = 0.394$), por lo tanto, aceptamos la hipótesis de linealidad de la curva de Phillips. Esta conclusión se mantiene aunque tomemos distintos periodos muestrales, marcando como línea divisoria el comienzo de la crisis.

A la vista de estos resultados, la asimetría observada en el comportamiento del BCE debe tener su origen en las preferencias no lineales de la autoridad monetaria.

Teniendo en cuenta que, como ya hemos indicado, una característica de la crisis económica y financiera que se inicia en 2007 está relacionada con la crisis bancaria, con una clara influencia sobre el crédito y sobre otras variables financieras y económicas, resulta interesante analizar en qué medida la nueva realidad económica pudo haber modificado la conducción de la política monetaria del BCE.

Con este fin, procedemos a una modificación del modelo que nos permita introducir en el mismo alguna variable relevante de las condiciones financieras, tales como el crédito, los precios de los activos, alguna medida del riesgo crediticio, entre otras.

Para tal efecto, hemos reformulado la función IS incluyendo como variable x_t el crédito al sector privado.

$$\tilde{y}_{t+1} = \delta \tilde{y}_t + \eta x_t - \xi r_t + \varepsilon_{t+1}^{\tilde{y}} \quad (9)$$

Así, según la ecuación de la función IS que adoptamos, la renta depende positivamente de la renta del periodo anterior y del crédito a la economía real y negativamente del tipo de interés real. En efecto, el crecimiento del crédito, en términos reales, tiende a presentar un elevado grado de sincronización con el crecimiento del PIB real. Como señala el BCE (2012), el crecimiento real del crédito suele tender a disminuir de manera más pronunciada cuando las recesiones van acompañadas de crisis bancarias, pasando incluso a ser negativo en los dos años siguientes al primer año de recesión, comportamiento que se constata en la presente crisis.

Esta reformulación daría lugar a una función de reacción del banco central como la siguiente,⁶ que sería una regla óptima de tipos de interés:

$$i_t = c_1 E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + c_2 E_{t-1} \tilde{y}_t + c_x x_t + c_3 E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+1} \tilde{y}_t) \quad (10)$$

donde:

$$c_1 = \left(1 + \frac{a}{\lambda \delta \xi} \right); \quad c_2 = \frac{1 + \varpi \delta^2}{\varpi \delta \xi}; \quad c_x = \frac{\eta}{\xi}; \quad c_3 = \frac{2\phi a}{\lambda \delta \xi} \quad (10)$$

De la misma forma, a efectos de comprobación empírica, utilizamos:

$$i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+f} + c_2 \tilde{y}_{t+b} + c_x x_{t+b} + c_3 (\tilde{\pi}_{t+f} \tilde{y}_{t+b}) + \rho i_{t-1} + v_t^i \quad (11)$$

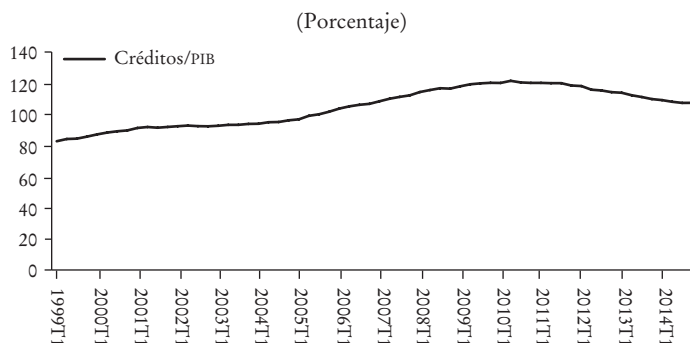
Hemos medido el crédito al sector privado como la relación entre el crédito al sector privado (empresas no financieras, hogares, otros intermediarios financieros, empresas de seguros y fondos de pensiones) respecto al PIB real. La gráfica 3 muestra la evolución de esta variable.

El análisis de la significación de esta variable en la estimación de la regla óptima de política monetaria, podría arrojar luz sobre la medida en que el BCE reorientó su política monetaria hacia la corrección de los importantes desequilibrios observados en la economía europea, más allá del objetivo de la estabilidad de precios.

Los resultados de la estimación aparecen recopilados en el cuadro 6.

⁶ La demostración sería similar a la incluida en el apéndice. De todas formas, para un desarrollo completo, véase García-Iglesias *et al.* (2013).

GRÁFICA 3. Evolución del crédito al sector privado



FUENTE: elaboración propia a partir de los datos del BCE.

CUADRO 6. Estimación de la regla de política monetaria utilizando datos de inflación subyacente con variables ficticias^{a, b}

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_x x_t + c_3(\tilde{\pi}_{t+4}\tilde{y}_t) + \rho i_{t-1} + v_t^i$								
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_x	\hat{c}_3	$\hat{\rho}$	J	R^2 ajustado
Regla 9	1.65 (3.02) [0.0039]	0.44 (4.60) [0.0000]	0.22 (3.97) [0.0002]	-0.02 (-2.73) [0.0087]	-0.11 (-2.54) [0.0142]	0.72 (8.44) [0.0000]	7.97	0.94
$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2\tilde{y}_t + c_x x_t + c_3(\tilde{\pi}_{t+4}\tilde{y}_t) + v_t^i$								
	\hat{c}_0	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_x	\hat{c}_3		J	R^2 ajustado
Regla 10	0.54 (4.80) [0.0000]	0.44 (5.39) [0.0000]	0.17 (4.44) [0.0001]	-0.15 (-4.00) [0.0002]	-0.79 (-18.88) [0.0000]		5.15	0.52

FUENTE: elaboración propia.

^a Inflación medida como variación interanual del IAPC.

^b Entre paréntesis el estadístico *t* de Student, y entre corchetes el valor *p*.

El crédito al sector privado, como variable *proxy* de las condiciones financieras, al igual que el resto de las variables, resulta estadísticamente significativo. Si bien el crédito al sector privado, en valores absolutos, ha experimentado tasas de variación claramente negativas en los momentos centrales de la crisis, cuando esta variable se expresa en términos del PIB real, su comportamiento, tal y como refleja la gráfica 3, no muestra una evolución tan negativa, debido al fuerte descenso del PIB en el periodo de la crisis. Esto es compatible con el signo negativo del coeficiente relativo al crédito.

Los resultados muestran que se mantiene la asimetría a juzgar por el sig-

no y significación del término rectangular. Si bien la estimación de las reglas 9 y 10 no permite determinar la naturaleza de la asimetría, considerando los resultados de los cuadros 4 y 5 podemos concluir que es la reacción al *output gap* la que está asociada con preferencias asimétricas. Asimismo, la inclusión de otras variables representativas de las condiciones financieras no modifica sustancialmente los resultados.

CONCLUSIONES

El análisis empírico realizado nos permite afirmar que el BCE adoptó una función de reacción asimétrica en el periodo analizado. Los dos métodos de análisis utilizados en este trabajo conducen a conclusiones similares, por lo que pueden considerarse robustos.

Este comportamiento asimétrico por parte del BCE parece tener como causa una función de pérdidas no lineal, dado que no se ha podido concluir la existencia de una curva de Phillips no lineal. Respecto a la naturaleza de tales preferencias, éstas están asociadas al objetivo de crecimiento económico y no al de estabilidad de precios. Ante movimientos de la misma magnitud, la expansión monetaria llevada a cabo por la autoridad monetaria ante una contracción del *output* es mayor que la restricción monetaria puesta en marcha cuando el nivel de producción supera al potencial.

Las conclusiones relativas a la asimetría se mantienen aun cuando se incluyen en la regla óptima de política monetaria variables *proxy* de las condiciones financieras, tales como el crédito al sector privado.

Es importante destacar que con la larga y profunda crisis que empiezan a padecer los países de la eurozona en el año 2008, con tasas de crecimiento bajas o negativas, acompañadas de tasas de inflación en niveles mínimos o incluso negativos, el BCE pudo haber orientado la política monetaria hacia el crecimiento económico sin que ello signifique el abandono del objetivo de la estabilidad de precios. Al mismo tiempo, esa misma realidad económica contribuyó a una reorientación de la política monetaria hacia medidas no convencionales, centradas en la expansión monetaria o *quantitative easing*, que encajan más adecuadamente en aquellas otras funciones de un Banco Central distintas del estricto control de la inflación.

Por otra parte, el análisis empírico realizado nos permite concluir que el BCE aplicó, durante los primeros años de funcionamiento, una política monetaria excesivamente restrictiva, comportamiento lógico si tenemos en

cuenta que la autoridad monetaria comienza su andadura en 1999 con el único mandato de la estabilidad de precios.

Asimismo, el BCE tardó en percatarse del agotamiento del crecimiento económico que se iniciaba en el año 2008 en la mayor parte de los países de la zona euro, pero pronto puso en marcha, siguiendo la estela de la Reserva Federal, una política monetaria superexpansiva, que ha mantenido hasta la actualidad, y que arroja unos tipos de interés de mercado próximos a cero e incluso negativos, como es el caso del EONIA, en algún momento puntual.

Teniendo en cuenta que la inestabilidad económica y financiera, así como las interrelaciones entre las distintas economías, pueden modificar el comportamiento de los bancos centrales, nuevos trabajos de investigación han de favorecer la interpretación de las causas que subyacen en la orientación de la política monetaria en las distintas fases del ciclo económico, como una contribución destacable a la mejora del proceso de formación de expectativas y de la eficiencia de la política monetaria.

APÉNDICE

Para obtener el tipo de interés que el banco central elegirá en cada momento derivamos la ecuación (4) con respecto a i_t , sujeto a las restricciones (2) y (3) y a continuación aplicamos la regla de la cadena para conseguir la ecuación de Euler que será una regla de política monetaria. Reescribimos la ecuación (4) como:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varpi^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, \tilde{y}_{t+s}) = E_t \left[L(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t) + \varpi L(\tilde{\pi}_{t+1}, \tilde{y}_{t+1}) + \varpi^2 L(\tilde{\pi}_{t+2}, \tilde{y}_{t+2}) + \dots + \varpi^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, \tilde{y}_{t+s}) \right]$$

Utilizamos la convención, frecuente en la literatura, según la cual las variaciones del tipo de interés afectan al *output* con un periodo de retardo y éste a la inflación con otro periodo de retardo, es decir $\Delta i_t \Rightarrow \Delta \tilde{y}_{t+1} \Rightarrow \Delta \pi_{t+2}$, por lo tanto, teniendo en cuenta que i_t está implícito en \tilde{y}_{t+1} , $\tilde{\pi}_{t+2}$ y \tilde{y}_{t+2} ; aplicando después la regla de la cadena e igualando a cero, obtenemos la condición de primer orden:

$$\frac{d\mathcal{L}}{di_t} = \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \tilde{\pi}_{t+2}} \cdot \frac{\partial \tilde{\pi}_{t+2}}{\partial \tilde{y}_{t+1}} \cdot \frac{\partial \tilde{y}_{t+1}}{\partial r_t} \cdot \frac{\partial r_t}{\partial i_t} + \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \tilde{y}_{t+2}} \cdot \frac{\partial \tilde{y}_{t+2}}{\partial \tilde{y}_{t+1}} \cdot \frac{\partial \tilde{y}_{t+1}}{\partial r_t} \cdot \frac{\partial r_t}{\partial i_t} + \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \tilde{y}_{t+1}} \cdot \frac{\partial \tilde{y}_{t+1}}{\partial r_t} \cdot \frac{\partial r_t}{\partial i_t} = 0$$

Recordemos que:

$$L(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t) = \frac{1}{2} [\tilde{\pi}_t^2 + \lambda \tilde{y}_t^2]; \quad \tilde{\pi}_{t+2} = \tilde{\pi}_{t+1} + a(\tilde{y}_{t+1} + \phi \tilde{y}_{t+1}^2); \quad \tilde{y}_{t+1} = \delta \tilde{y}_t - \xi r_t;$$

$$\tilde{y}_{t+2} = \delta \tilde{y}_{t+1} - \xi r_{t+1}; \quad r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$$

Por lo tanto:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \tilde{\pi}_{t+2}} = \varpi^2 \frac{1}{2} 2\tilde{\pi}_{t+2} = \varpi^2 \tilde{\pi}_{t+2}; \quad \frac{\partial \tilde{\pi}_{t+2}}{\partial \tilde{y}_{t+1}} = a(1 + 2\phi \tilde{y}_{t+1}); \quad \frac{\partial \tilde{y}_{t+1}}{\partial r_t} = -\xi; \quad \frac{\partial r_t}{\partial i_t} = 1$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \tilde{y}_{t+2}} = \varpi^2 \frac{1}{2} 2\lambda \tilde{y}_{t+2} = \varpi^2 \lambda \tilde{y}_{t+2}; \quad \frac{\partial \tilde{y}_{t+2}}{\partial \tilde{y}_{t+1}} = \delta; \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \tilde{y}_{t+1}} = \varpi \frac{1}{2} 2\lambda \tilde{y}_{t+1} = \varpi \lambda \tilde{y}_{t+1}$$

Es decir,

$$\frac{d\mathcal{L}}{di_t} = \varpi^2 \tilde{\pi}_{t+2} a(1 + 2\phi \tilde{y}_{t+1})(-\xi) + \varpi^2 \lambda \tilde{y}_{t+2} \delta(-\xi) + \varpi \lambda \tilde{y}_{t+1}(-\xi) = 0$$

O, lo que es lo mismo:

$$\frac{d\mathcal{L}}{di_t} = \varpi \tilde{\pi}_{t+2} a(1 + 2\phi \tilde{y}_{t+1}) + \varpi \lambda \tilde{y}_{t+2} \delta + \lambda \tilde{y}_{t+1} = 0$$

Obteniendo la siguiente ecuación de Euler:

$$\varpi a E_t \tilde{\pi}_{t+2} (1 + 2\phi \tilde{y}_{t+1}) + \varpi \lambda \delta E_t \tilde{y}_{t+2} + \lambda E_t \tilde{y}_{t+1} = 0$$

Esto es:

$$\lambda E_{t-1} \tilde{y}_t + \varpi \lambda \delta E_{t-1} (\delta \tilde{y}_t - \xi r_t) + \varpi a E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\phi \tilde{y}_t) = 0$$

$$\lambda E_{t-1} \tilde{y}_t + \varpi \lambda \delta^2 E_{t-1} \tilde{y}_t - \varpi \lambda \delta \xi i_t + \varpi \lambda \delta \xi E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + \varpi a E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\phi \tilde{y}_t) = 0$$

Despejando i_t , obtenemos la función de reacción óptima del banco central:

$$i_t = \frac{\lambda}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{y}_t + \frac{\varpi \lambda \delta^2}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{y}_t + \frac{\varpi \lambda \delta \xi}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{\varpi a}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\phi \tilde{y}_t)$$

$$i_t = \frac{\lambda}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{y}_t + \frac{\varpi \lambda \delta^2}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{y}_t + \frac{\varpi \lambda \delta \xi}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{\varpi a}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + 2\phi \frac{\varpi a}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+1} \tilde{y}_t)$$

Operando resulta:

$$i_t = \frac{\varpi \lambda \delta \xi + \varpi a}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{\lambda + \varpi \lambda \delta^2}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} \tilde{y}_t + \frac{2\phi \varpi a}{\varpi \lambda \delta \xi} E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+1} \tilde{y}_t)$$

Es decir:

$$i_t = \left(1 + \frac{a}{\lambda\delta\xi}\right) E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1} + \frac{1+\varpi\delta^2}{\varpi\delta\xi} E_{t-1}\tilde{y}_t + \frac{2\phi a}{\lambda\delta\xi} E_{t-1}(\tilde{\pi}_{t+1}\tilde{y}_t)$$

Ecuación que podemos expresar como:

$$i_t = c_1 E_{t-1}\tilde{\pi}_{t+1} + c_2 E_{t-1}\tilde{y}_t + c_3 E_{t-1}(\tilde{\pi}_{t+1}\tilde{y}_t) \quad (5)$$

donde:

$$c_1 = \left(1 + \frac{a}{\lambda\delta\xi}\right); \quad c_2 = \frac{1+\varpi\delta^2}{\varpi\delta\xi}; \quad c_3 = \frac{2\phi a}{\lambda\delta\xi}$$

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguiar, A., y M. M. F. Martins (2008), “Testing for Asymmetries in the Preferences of the Euro-area Monetary Policymaker”, *Applied Economics*, vol. 40, núm. 13, pp. 1651-1667.
- Aragón, E. K., y G. Bezerra (2013), “Testing Asymmetries in Central Bank Preferences in a Small Open Economy: A Study for Brazil”, *Economia*, vol. 14, núm. 2, pp. 61-76.
- Barros-Campello, E., C. Pateiro-Rodríguez y J. M. García-Iglesias (2015), “Buscando simetrías y asimetrías en la política monetaria de la Reserva Federal, 1966-2012”, *Investigación económica*, vol. LXXIV, núm. 291, pp. 21-52.
- Barreiro Pereira, F., J. M. Labeaga Azcona y F. Mochón Morcillo (1999), *Macroeconomía intermedia*, McGraw Hill, Madrid.
- BCE, Información estadística en <http://www.ecb.europa.eu/stats/html/index.en.html>
- (1998), “A Stability-Oriented Monetary Policy Strategy for the ESCB”, comunicado de prensa del 13 de octubre de 1998.
- (2003), “Overview of the Background Studies for the Reflections on the ECB’s Monetary Policy Strategy comunicado de prensa del 8 de mayo de 2003.
- (2012), “El crecimiento del dinero y del crédito después de crisis económicas y financieras. Una perspectiva histórica mundial”, *Boletín mensual de febrero de 2012*, pp. 77-95.
- Bec, F., M. B. Salem y F. Collard (2002), “Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for the U. S., French and German Central Banks”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, vol. 6, núm. 2, pp. 1-22.
- Brainard, W. (1967), “Uncertainty and the Effectiveness of Policy”, *American Economic Review, papers and Proceedings*, vol. 57, pp. 411-425.
- Castelnuovo, E., y P. Surico (2004), “Model Uncertainty, Optimal Monetary Policy and the Preferences of the Fed”, *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 51, núm. 1, pp. 105-126.

- Cerra, V., y S. Chaman (2000), "Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden", IMF Working Paper, WP/00/59.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence", *European Economic Review*, vol. 42, núm. 6, pp. 1033-1067.
- , J. Galí y M. Gertler (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, núm. 1, pp. 147-180.
- Corbo, V. (2002), "Monetary Policy in Latin America in the 1990s", en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (eds.), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Banco Central de Chile, Santiago.
- Cukierman, A. (2000), "The Inflation Bias Result Revisited", Tel-Aviv University, mimeo.
- (2004), "Non Linearities in Taylor Rules – Causes, Consequences and Evidence", *Revista de Economía*, vol. 11, núm. 2, pp. 79-110.
- , y A. Muscatelli (2008), "Non Linear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States", *The B. E. Journal of Macroeconomics*, vol. 8, núm. 1, pp. 1-31.
- Deutsche Bundesbank (1999), "Taylor Interest Rate and Monetary Conditions Index", *Monthly Report*, Abril.
- Dolado, J. J., R. María-Dolores y F. J. Ruge-Murcia (2002), "Nonlinear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the U. S.", Working Papers Economics Series núm. 10, Universidad Carlos III.
- , R. María-Dolores y M. Naveira (2005), "Are Monetary-Policy Reaction Functions Asymmetric?: The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve", *European Economic Review*, vol. 49, núm. 2, pp. 485-503.
- Ellis, L., y P. Lowe (1997), "The Smoothing of Official Interest Rates", en P. Lowe (ed.), *Monetary and Inflation Targeting*, Reserve Bank of Australia, Australia.
- Flores, M., A. Hoffmaister, J. Madrigal y L. Villalobos (2000), "Función de reacción de la tasa de interés en Costa Rica", Nota de investigación núm. 2-00, Banco Central de Costa Rica, División Económica, Costa Rica.
- Galí, J., S. Gerlach, J. Rotemberg, H. Uhlig y M. Woodford (2004), *The Monetary Policy Strategy of the ECB Reconsidered*, Monitoring the European Central Bank, 5, CEPR, Londres.
- García-Iglesias, J. M. (2007), "How the European Central Bank Decided its Early Monetary Policy?", *Applied Economics*, vol. 39, núm. 7, pp. 927-936.
- , y C. Pateiro Rodríguez (2009), "Análisis de la estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo (1999-2005)", *El Trimestre Económico*, vol. LXXVI (1), núm. 301, pp. 181-214.
- García-Iglesias, J. M., C. Pateiro Rodríguez y V. Salcines Cristal (2011), "Sobre el papel del saldo presupuestario en las decisiones del BCE", *Investigación Económica*, vol. LXX, núm. 275, pp. 39-61.

- García-Iglesias, J. M., C. Pateiro Rodríguez y V. Salcines Cristal (2013), “¿Son asimétricas las reacciones de política monetaria de un banco central? El caso del BCE”, *Investigación Económica*, vol. LXXII, núm. 284, pp. 3-22.
- Gerlach, S. (2004), “The Two Pillars of the ECB”, *Economy Policy*, vol. 40, pp. 389-439.
- Goodfriend, M. (1991), “Interest Rate Smoothing and the Conduct of Monetary Policy”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 34, pp. 7-30.
- Hansen, L. P. (1982), “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, pp. 1029-1054.
- Hodrick, R. y E. Prescott (1997), “Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 29, núm. 1, pp. 1-16.
- Ikeda, T. (2010), “Asymmetric Preferences for Monetary Policy Rules in the Visegrad Four and the Financial Crisis”, *Economics Bulletin*, vol. 30, núm. 3, pp. 2160-2188.
- Millaruelo, A., y A. del Río (2013), “Las medidas de política monetaria no convencionales del BCE a lo largo de la crisis”, *Boletín económico*.
- Mohanty, M. S., y M. Klau (2004), “Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: issues and evidence”, BIS Working Papers núm. 149.
- Moura, M., y A. de Carvalho (2010), “What Can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America?”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 32, núm. 1, pp. 392-404.
- Newey, W., y K. West (1994), “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”, *Review of Economic Studies*, vol. 61, núm. 4, pp. 631-653.
- Nobay, A. R., y D. A. Peel (1998), “Optimal Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences”, Discussion Paper núm. 306, London School of Economics.
- , y D. A. Peel (2000), “Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve”, *Economics Letters*, vol. 67, núm. 2, pp. 159-164.
- , y D.A. Peel (2003), “Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences”, *Economic Journal*, vol. 113, pp. 657-665.
- Reifschneider, D., y J. C. Williams (2000), “Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 32, núm. 4, pp. 936-966.
- Rotemberg, J. J., y M. Woodford (1999), “Interest-rate Rules in An Estimated Sticky Price Model” en J. B. Taylor (ed.), *Monetary policy rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- Ruge-Murcia, F. J. (2001), “Inflation Targeting under Asymmetric Preferences”, Centre de Recherche et Développement en Économie, CAHIER 04-2001.
- Saadon, Y., N. Ben David, U. Benzion y Z. Shiffer (2008), “Asymmetric Preferences and the Central Bank’s Interest Rate”, *Journal of Money, Investment and Banking*, vol. 5, pp. 67-84.
- Schaling, E. (1998), “The Nonlinear Phillips Curve and Inflation Forecast Targeting – Symmetric versus Asymmetric Monetary Policy Rules”, Discussion Paper núm. 1998/136, Tilburg University.

- Schaling, E. (2004), "The Nonlinear Phillips Curve and Inflation Forecast Targeting: Symmetric versus Asymmetric Monetary Policy Rules", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36, núm. 3, pp. 361-386.
- Surico, P. (2003), "Asymmetric Reaction Functions for the Euro Area", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 19, núm. 1, pp. 44-57.
- (2007a), "The Monetary Policy of the European Central Bank", *Scand. J. of Economics*, vol. 109, núm. 1, pp. 115-135.
- (2007b), "The Fed's Monetary Policy Rule and U. S. inflation: The Case of Asymmetric Preferences", *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 31, núm. 1, pp. 305-324.
- Svensson, L. E. O. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review*, vol. 41, núm. 6, pp. 1111-1146.
- (2009), "Flexible Inflation Targeting: Lessons from the Financial Crisis", Sveriges Riskbank Speech 2009-09-21.
- (2010), "Inflation Targeting", NBER Working Paper núm. 16654.
- Sznajderska, A. (2012), "Asymmetric Effects in a Monetary Policy Rule. The Case of Poland", Working Papers núm. 125, National Bank of Poland.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, núm. 1, pp. 195-214.
- Varian, H. (1975), "A Bayesian Approach to Real Estate Assessment" en S. E. Feinberg y A. Zellner (eds.), *Studies in Bayesian Econometrics and Statistics in Honour of L. J. Savage*, North-Holland, Ámsterdam.
- Wieland, V. (2006), "Monetary Policy and Uncertainty about the Natural Unemployment Rate: Brainard-Style Conservatism versus Experimental Activism", *The B. E. Journal of Macroeconomics*, vol. 6, núm. 1, pp. 1-34.
- Williams, J. C. (2003), "Simple Rules for Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, pp. 1-12.
- Wolman, A. L. (2005), "Real Implications of the Zero Bound on Nominal Interest Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37, núm. 2, pp. 273-296.
- Woodford, M. (2003), "Optimal Interest Rate Smoothing", *Review of Economic Studies*, vol. 70, núm. 4, pp. 861-886.
- Zellner, A. (1986), "Bayesian Estimation and Prediction Using Asymmetric Loss Functions", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 81, núm. 394, pp. 446-451.