

XIII REUNION DE ECONOMIA MUNDIAL

¿Son asimétricas las respuestas del Banco Central Europeo a las desviaciones de la inflación y del crecimiento económico?

Are the European Central Bank responses to inflation and output growth deviations asymmetric?

Jesús Manuel García-Iglesias. Doctor en C. Económicas. Universidad de Extremadura. jmgarcia@unex.es

Carlos Pateiro-Rodríguez. Doctor en C. Económicas. Universidad de A Coruña. carlos.pateiro@udc.es

José Antonio Núñez-Gamallo. Licenciado en C. Económicas. josgam@gmail.com

RESUMEN:

El BCE tiene como objetivo central de su política monetaria la estabilidad de precios: Una tasa de inflación anual *por debajo, cerca* del 2%. El propósito de este trabajo es detectar si el instrumento del tipo de interés utilizado por el BCE, en el período 1999-2010, responde de forma simétrica ante desviaciones positivas y negativas de la inflación respecto del objetivo establecido o, si por el contrario, la respuesta es más potente cuando las desviaciones tienen un determinado signo y más débiles cuando el signo es el contrario, en cuyo caso el BCE tendría un comportamiento asimétrico. Y lo mismo se puede argumentar en relación con la desviación del crecimiento económico respecto del crecimiento potencial. Los resultados obtenidos, dentro de la metodología propia de las reglas de tipos de interés, utilizando el método de los momentos generalizado, permiten afirmar que el BCE no adoptó un comportamiento asimétrico.

Palabras clave: *Banco Central, reglas, asimetrías, inflación.*

Clasificación JEL: E52, E43, E58, E51.

ABSTRACT:

The main aim of the ECB's monetary policy is price stability: An annual inflation rate below, near 2%. The purpose of this work is to detect if the ECB's instrument, the interest rate, for the period 1999-2010, reacts in a symmetrical way to positive or negative inflation deviations with regard the reference value. Or, by the contrary, the reaction is stronger when the deviations have a specific sign, and weaker when the sign is the opposite. In such case, the ECB's behaviour would be asymmetric. We carry out a similar analysis with regard the output gap. Our results, which are

obtained through the interest rate rules methodology, using the generalized method of moments, are that the ECB did not adopt an asymmetric behaviour.

Key words: *Central Bank, rules, asymmetries, inflation.*

JEL codes: E52, E43, E58, E51.

1. Introducción

En la actualidad, los bancos centrales de las principales economías tienen como objetivo último de la política monetaria la estabilidad de precios, definida ésta como una tasa específica (por ejemplo 2 por ciento), o un intervalo entre cuyos extremos se ha de situar la variación de los precios (por ejemplo entre el 1 y el 3 por ciento). Debido, entre otras causas, a la inestabilidad de los agregados monetarios, los bancos centrales han ido abandonando objetivos monetarios, si bien no se ha excluido el seguimiento de la evolución de la cantidad de dinero, por su propiedad de indicador adelantado de las expectativas de inflación, incluso en aquellos bancos centrales que, como es el caso del BCE, tienen como objetivo el control de la inflación. Por su parte, el objetivo del crecimiento económico, si bien se mantiene como objetivo principal por algunos bancos centrales (la Reserva Federal es un ejemplo destacado), en un buen número de países se incorpora como un objetivo secundario a cuyo logro deberá contribuir la política monetaria, como es el caso del BCE.

Cuando un banco central controla algún agregado monetario, sea éste estrecho o amplio, pretende orientar el tipo de interés convenientemente, con el propósito de afectar a los componentes más dinámicos de la demanda agregada. Este planteamiento exige agregados monetarios que mantengan una relación estable con los tipos de interés y la renta, y que sean controlables. En ausencia de estabilidad, el banco central influye directamente en los tipos de interés, transmitiendo las variaciones deseables a los diferentes tipos del mercado a través del tipo de sus operaciones de inyección de liquidez al sistema.

El tipo de interés a corto plazo se constituye así en el principal instrumento de aquellos bancos centrales que tienen como objetivo la estabilidad de precios. En esencia, el banco central aumentará (reducirá) el tipo de interés a corto plazo, a través de las operaciones de financiación al sistema, cuando la inflación es superior (inferior) a la tasa de inflación objetivo.

La cuestión que planteamos en este trabajo se sitúa en el contexto de la investigación en torno a las reglas de política monetaria. En este campo, una extensa literatura, concentrada en las dos últimas décadas, sobre todo a partir del trabajo de Taylor (1993), trata de arrojar luz sobre el comportamiento que los bancos centrales adoptan en la conducción del tipo de interés con el propósito último de saber si tal comportamiento –la denominada función de reacción– se puede enmarcar dentro de una regla concreta, y permitir así la predicción de las decisiones del banco central a la luz de la evolución de los datos económicos, sobre todo de los precios, el crecimiento, el empleo, etc.

La mayor parte del análisis empírico de las preferencias de un banco central parte de modelos con una función de pérdidas cuadrática simétrica, en las cuales se asignan idénticas ponderaciones a las desviaciones positivas y negativas de la inflación (o del output gap). Este planteamiento asume que cuando la inflación supera la tasa establecida como objetivo, el banco central aumenta el tipo de interés en idéntica proporción que lo disminuye cuando la inflación es inferior a dicho objetivo. Es decir, la variación del tipo de interés, $\Delta i_t = \alpha(\pi_t - \pi^*)$, en valor absoluto, será el mismo para idénticas desviaciones cuando $(\pi_t - \pi^*) > 0$ y $(\pi_t - \pi^*) < 0$. En este supuesto, el comportamiento del banco central es simétrico en el sentido de que pondera de igual manera las desviaciones positivas y negativas de la inflación. Cuando la regla de política monetaria no es de “inflación estricta”, sino que incluye además alguna medida de la actividad económica (por ejemplo, la desviación del crecimiento económico respecto de la tasa de crecimiento potencial), la respuesta

del banco central sobre los tipos de interés será también idéntica, en valor absoluto, cuando la tasa de crecimiento se sitúa por encima o por debajo de la tasa potencial.

Las funciones de pérdidas cuadráticas y simétricas presentan importantes ventajas analíticas y de claridad en los resultados. Sin embargo, los bancos centrales no siempre se comportan de manera simétrica, sino que, por el contrario, reaccionan con diferente intensidad cuando la desviación de la inflación, del crecimiento económico y, en su caso, de alguna otra variable adopta uno u otro signo. Como señalan Aguiar y Martins (2008), una parte de la literatura como Cukierman (2000, 2002) asume que un banco central creíble prefiere un output gap positivo frente a un output gap negativo. La preferencia por la expansión expresa la sensibilidad ante los costes sociales de la recesión y el hecho de que, “en sociedades democráticas, incluso un banco central independiente y responsable no es completamente insensible a las presiones políticas y sociales”. Otra corriente de la literatura, como Goodhart (1998) sostienen que un banco central que pretende ganar reputación y credibilidad prefiere una desviación negativa de la inflación objetivo frente a una desviación positiva. La preferencia por la estabilidad de precios podría mejorar la función cuadrática simétrica como una descripción de las preferencias del policymaker. Ambas corrientes confluyen en la misma consecuencia: La función de reacción óptima del banco central es asimétrica.

La literatura sobre la asimetría de los bancos centrales es relativamente reciente. El planteamiento teórico en torno a los orígenes de las asimetrías ha sido ampliamente desarrollado bajo fundamentos microeconómicos y macroeconómicos. No obstante los resultados del trabajo empírico no pueden considerarse concluyentes.

Los orígenes de las asimetrías en las funciones de reacción de los bancos centrales se sitúan en dos focos principales. En primer lugar, la existencia de una función de pérdidas asimétrica. En síntesis, una función de pérdidas que incluya la desviación de la inflación y el output gap, se entenderá asimétrica si el banco central interpreta que obtiene pérdidas diferentes ante idénticas desviaciones en valor absoluto, una positiva y otra negativa, de la inflación y/o el output gap. En segundo lugar, el origen de la asimetría de la regla de política monetaria radica en la existencia de una curva de oferta agregada (AS) convexa (una curva de Phillips no lineal). Como se mostrará más adelante, es suficiente que una función de pérdidas sea asimétrica o una curva AS convexa para que las reglas óptimas de política monetaria para la conducción del tipo de interés a corto plazo sean asimétricas.

Tras esta introducción, el trabajo se estructura como sigue. En el epígrafe segundo se plantea la naturaleza de la función de pérdidas asimétrica como factor determinante de la asimetría en una regla de política monetaria. En el epígrafe tercero nos centramos en el análisis de la curva de oferta agregada o de la curva de Phillips en cuanto que su convexidad puede determinar también por sí sola la asimetría de la función de reacción. En el epígrafe cuarto se expone el trabajo empírico que nos permita argumentar sobre la existencia o no de convexidad en la curva de Phillips y sobre la naturaleza lineal o asimétrica de la regla de política monetaria del BCE en la zona euro. El último apartado se dedica a las principales conclusiones.

2. La asimetría en la función de pérdidas del banco central.

Los bancos centrales no explicitan su función de pérdidas y, en consecuencia, no es posible contrastar una función de pérdidas concreta a través de métodos

econométricos. Sin embargo, la existencia de una hipotética función de pérdidas asimétrica da lugar a una regla de política monetaria óptima y alguna versión de esta regla es susceptible de contrastación. Los resultados relativos a algún elemento de la regla permitirá deducir si el banco central, cuando determina sus tipos de interés a corto plazo, adopta un comportamiento asimétrico, bien sea porque exista una función de pérdidas asimétrica o bien porque el origen de la asimetría descansa sobre una curva AS (o una curva de Phillips) convexa.

La cuestión de la asimetría en las reglas de política monetaria ha sido analizada en los últimos quince años. Schaling (1998, 2004) extiende el modelo del objetivo de la previsión de la inflación de Svensson (1997) con una curva de Phillips convexa y obtiene una regla óptima de política monetaria asimétrica a partir de una función de pérdidas simétrica. Dolado et al. (2002) obtienen tres especificaciones de reglas óptimas de política monetaria: La primera, a partir de una función de pérdidas asimétrica y una curva de Phillips convexa; la segunda, a partir de una función de pérdidas asimétrica y una curva de Phillips lineal, y la tercera, con una función cuadrática simétrica y una curva de Phillips convexa. En el terreno empírico, contrastan una versión de la regla con datos de Estados Unidos en los períodos Pre-Volcker y Volcker-Greenspan, bajo el supuesto de una curva de Phillips lineal. Dolado et al. (2005) descubren comportamientos no simétricos en España, Francia y Alemania, pero no así para el caso de Estados Unidos. La asimetría de su análisis descansa en la existencia de una curva de Phillips convexa. Cukierman (2004), Cukierman y Muscatelli (2008) establecen las relaciones de equivalencia entre la forma de asimetrías en la regla de Taylor y las asimetrías en los objetivos de política monetaria. Descubren evidencia de asimetrías con origen en las preferencias asimétricas del banco central en el Reino Unido y los Estados Unidos. Surico (2007) deriva a nivel teórico la solución analítica del problema de optimización del banco central cuando las preferencias son asimétricas en la inflación y output-gap conjuntamente. A nivel empírico obtiene evidencia de que la Reserva Federal siguió una regla de política monetaria no lineal en la etapa pre-Volcker en Estados Unidos.

Cuando el instrumento del banco central es el tipo de interés a corto plazo, el tipo establecido en cada momento intenta minimizar el valor presente descontado de su función de pérdidas. Si nos centramos únicamente en un objetivo de inflación estricto, las pérdidas dependen de la desviación de la inflación en cada momento respecto de la inflación objetivo en función de cuál sea la especificación de la propia función de pérdidas: lineal, cuadrática simétrica o asimétrica. El problema del banco central es, pues:

$$\text{Min}_{\{\pi_{t+s}\}_{s=0}^{\infty}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s L(\pi_{t+s} - \pi^*) \quad [1]$$

La función Linex, propuesta por Varian (1974) y Zellner (1986) en el contexto del análisis econométrico bayesiano e introducida por Nobay y Pell (2003) en la literatura de las reglas óptimas de política monetaria, constituye, por sus propiedades¹, una de las especificaciones de la función de pérdidas asimétricas más utilizadas en los últimos años. Si al banco central le preocupa exclusivamente el control de la inflación, esta función de pérdidas toma la siguiente forma:

$$L(\pi_t - \pi^*) = \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} \quad [2]$$

¹ Véase Dolado et al. (2002), p. 4.

donde $\gamma > 0$ es una medida de la aversión del banco central a la inflación. Si la inflación es igual a inflación objetivo, $L(\pi_t = \pi^*) = 0$, toda vez que $e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} = e^0 = 1$. Por otra parte, si γ tiende a cero, la función de pérdidas [2] se aproxima a una función cuadrática simétrica²

$$L(\pi_t - \pi^*) = \frac{(\pi_t - \pi^*)^2}{2} \quad [3]$$

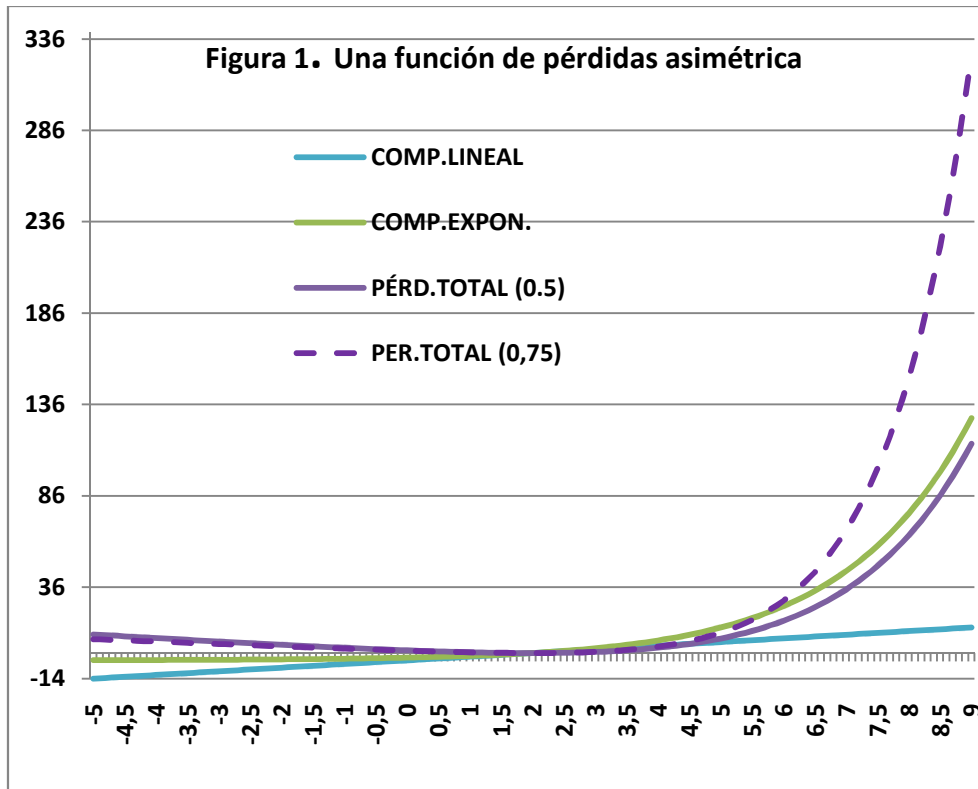
La función de pérdidas [2] tiene un componente exponencial, $e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)}$, y un componente lineal, $\gamma(\pi_t - \pi^*)$. El parámetro γ captura cualquier asimetría en la función objetivo de la autoridad monetaria. Si $(\pi_t - \pi^*) > 0$, el componente exponencial es el dominante, en cuyo caso, las pérdidas crecen exponencialmente. Si, por el contrario, $(\pi_t - \pi^*) < 0$ el componente lineal es el que origina las pérdidas en mayor grado, si bien, para un γ dado, el crecimiento exponencial de las pérdidas, cuando la inflación supera a la tasa objetivo, es notablemente superior a las originadas por el componente lineal, cuando la inflación se sitúa por debajo de la tasa objetivo, aun cuando en valores absolutos, la desviación sea idéntica. Por otra parte, para desviaciones $(\pi_t - \pi^*) = A$, los incrementos de las pérdidas son superiores a las reducciones que ocurrirían en el supuesto de $(\pi_t - \pi^*) = -A$. Si las desviaciones son $(\pi_t - \pi^*) = \lambda_i A$, ($\lambda_i = 1, 2, 3, 4 \dots$), las pérdidas se incrementan en mayor proporción que lo hace λ . Una desviación de 4 dará lugar a un incremento de las pérdidas superior al doble de una desviación de 2,

La función de pérdidas [2] permite anticipar que tanto el tamaño como el signo de una desviación afectan a las pérdidas del banco central. Esta propiedad adquiere un gran interés cuando se establezca una regla óptima para el tipo de interés a corto plazo, pues las variaciones del mismo habrán de cumplir también las dos condiciones anteriores relativas al tamaño de la desviación y al signo de la misma.

La figura 1 muestra la evolución de las pérdidas correspondientes al componente lineal y al exponencial, así como las pérdidas totales cuando se establece un objetivo de inflación de $\pi^* = 2$ y la inflación se mueve en el intervalo amplio $[-5, 9]$, con desviaciones de la inflación entre $[-7, 7]$. Se han tomado dos valores para γ (0,5 y 0,75)

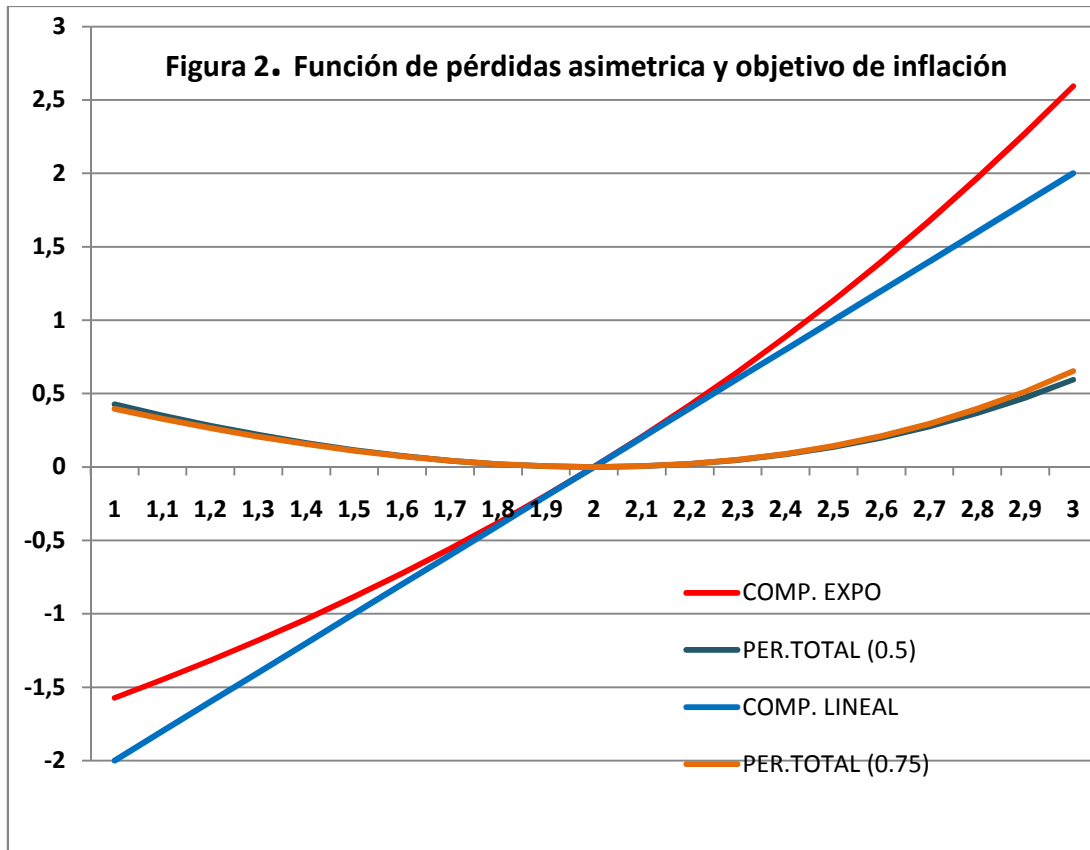
² En efecto, aplicando la regla de L'Hopital:

$$\begin{aligned} \lim_{\gamma \rightarrow 0} \frac{e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - \gamma(\pi_t - \pi^*) - 1}{\gamma^2} &= \lim_{\gamma \rightarrow 0} \frac{(\pi_t - \pi^*)e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)} - (\pi_t - \pi^*)}{2\gamma} = \\ &= \lim_{\gamma \rightarrow 0} \frac{(\pi_t - \pi^*)^2 e^{\gamma(\pi_t - \pi^*)}}{2} = \frac{(\pi_t - \pi^*)^2}{2} \end{aligned}$$



Elaboración propia

La figura 2 muestra el comportamiento de la misma función de pérdidas en el entorno del objetivo de inflación: $(\pi_t - \pi^*) = \pm 1$, es decir, cuando la tasa de inflación oscila entre 1 y 3. En dicha figura se observa con nitidez el comportamiento de los dos componentes de la función así como que cuando la inflación iguala a la inflación objetivo, ambos son nulos. La dominancia de uno de los componentes se alterna según la inflación se sitúe por encima (componente exponencial) o por debajo (componente lineal) de la tasa de inflación. Por otra parte, el valor de γ tiene efectos más limitados sobre las pérdidas cuando la inflación es inferior al objetivo propuesto. Los efectos son los contrarios cuando $\pi_t > \pi^*$, y crecen exponencialmente cuando la inflación se aleja por la derecha de la inflación objetivo.



Elaboración propia

La figura 3 representa una función de pérdidas cuadrática simétrica, como la utilizada por Svensson (1997). Frente a la anterior, la función de pérdidas [4] genera un aumento (reducción) de las pérdidas idéntico cuando la distancia entre la inflación efectiva y la tasa de inflación objetivo es idéntica en valor absoluto.

$$L(\pi_t) = \frac{1}{2}(\pi_t - \pi^*)^2 \quad [4]$$

$$dY = \frac{\partial Y}{\partial N} dN \quad [8]$$

Sustituyendo P de [7] en [8], la pendiente de la SA es:

$$\frac{dP}{dY} = \frac{1}{\frac{\partial Y}{\partial N}} \frac{h' - P f''(N)}{f'(N)} > 0 \quad [9]$$

Como se puede observar, la existencia de rigidez salarial ($h'=0$) reduce la pendiente de la curva de oferta agregada. El argumento de la rigidez a la baja de los salarios nominales da lugar a dos tramos de la SA de pendiente distinta, donde los efectos de la política fiscal y monetaria sobre los precios y la producción (los desplazamientos de la DA) son diferentes.

Akerlof, Dickens y Perry (1996) desarrollan un modelo en el que la rigidez a la baja de los salarios nominales implica una curva de Phillips convexa a largo plazo a tasas de inflación inferiores al 3% y descubren que cuanto menor sea la tasa de inflación mayor es la proporción de empresas que pueden recortar los salarios reales a través de la reducción de los salarios nominales. Sin embargo, en presencia de rigidez a la baja de los salarios nominales, una menor tasa de inflación implica que una mayor proporción de empresas se ve forzada a pagar salarios reales que exceden el salario que consideran óptimo.

En segundo lugar, la convexidad de la curva SA y de la curva de Phillips puede sustentarse en la restricción de capacidad. Laxton, Meredith y Rose (1995) sostienen que son las restricciones de capacidad las que constituyen la razón económica de la existencia de no linealidad. Este argumento se aproxima a la hipótesis de pleno empleo del modelo clásico. En efecto, cuando las empresas operan cerca del límite de la capacidad, cualquier incremento de la demanda agregada se traduce en un incremento de la inflación, incluso en el corto plazo. Los efectos de la política fiscal y monetaria expansivas en este contexto se manifiestan sobre todo en incrementos de la inflación. Tanto la curva SA como la curva de Phillips presentan una pendiente creciente y son casi verticales cuando la economía se aproxima al límite de la capacidad.

El tercer candidato para explicar la convexidad de la curva de Phillips, estudiado, entre otros, por Ball, Makiw y Romer (1988), es la menor frecuencia de ajuste de los precios de los productos que contribuye a la reducción de los costes de la empresa. Dichos ajustes de precios serán menos frecuentes cuando la tendencia de la inflación es menor y, por lo tanto, se suavizan los efectos de la demanda agregada sobre la inflación. La curva de Phillips será más plana a menores tasas de la tendencia de la inflación.

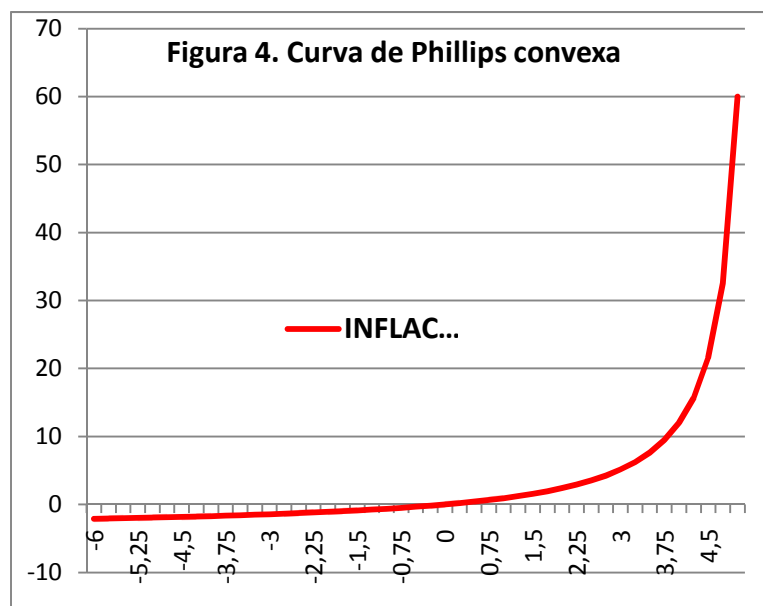
En cuarto lugar, la convexidad de la curva de Phillips se puede justificar por los niveles de volatilidad agregada. Como señala Lucas (1973), la pendiente de la curva de Phillips depende de la volatilidad de los shocks de la demanda y de la oferta agregada. El argumento descansa sobre la percepción de los precios relativos como determinante de las cantidades producidas por las empresas. Si la variación de los shocks específicos (los relativos a una empresa o sector) es superior a la de los shocks agregados, la empresa puede interpretar erróneamente que los cambios en el nivel general de precios son en realidad un cambio en sus precios relativos. De esta manera, los una menor volatilidad agregada implica que cualquier cambio en la demanda agregada tiene un mayor efectos sobre la producción de la firma típica, y sobre el output agregado. En correspondencia, los cambios de la demanda tienen

un menor impacto sobre la inflación. En conclusión, menores niveles de volatilidad agregada dan lugar a una curva de Phillips más plana.

3.2. La curva de Phillips y la curva SA en las reglas de política monetaria.

Schaling (1998), Dolado et al. (2002) utilizan una relación no lineal entre la inflación y el output para derivar una regla de política monetaria óptima. La curva de Phillips utilizada adopta la forma:

$$\pi_{t+1} - \pi_t = \Delta\pi_{t+1} = \frac{\alpha y_t}{1 - \alpha\theta y_t} \quad [10]$$



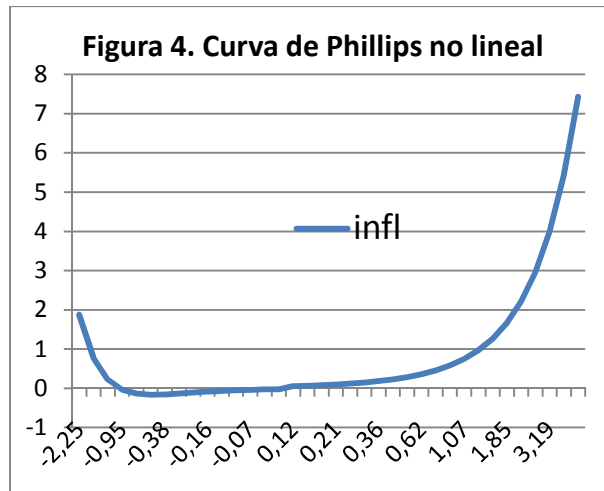
Elaboración propia

La figura 4 representa la ecuación [10] para valores de $\alpha=0.75$ y $\theta=0.25$, output gap entre $y=-6$ e $y=1/\alpha\theta$, nivel que representa la asíntota vertical de la función. La inflación toma valores: $\pi=0$ si $y=0$ (output gap=0), $\pi<0$ si $y<0$, y $\pi=\infty$ si $y=1/\alpha\theta$. Se ha de resaltar que la variación de la inflación es mayor cuando el output gap es positivo que cuando el gap es negativo. Por otra parte, la relación entre la variación de la inflación y el output representada por la ecuación [10] se transforma en una relación lineal, $\Delta\pi_{t+1} = \alpha y_t$, cuando $\theta \rightarrow \infty$.

Dolado et al. (2005) obtienen la regla de política monetaria óptima, que nosotros utilizaremos en este trabajo, a partir de una función de pérdidas cuadrática simétrica y una curva de Phillips convexa del tipo:

$$\Delta\pi_t = \alpha y_{t-1} + \alpha\theta y_{t-1}^2, \quad y_t > -\frac{1}{2\theta} \quad [11]$$

La figura 4 muestra la ecuación [11] para valores $\alpha=0.5$, $\theta=0.75$ y $-1/2\theta < y < 4$. No tenemos en cuenta valores del output gap menores que $-1/2\theta$, para los cuales la inflación sería positiva y creciente.



Elaboración propia

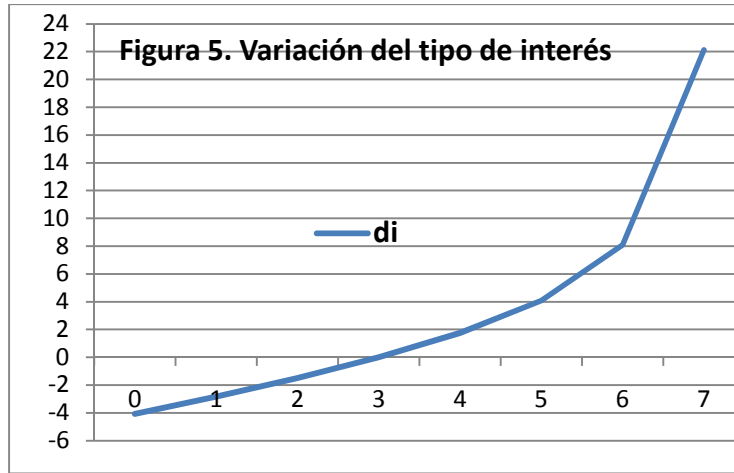
4.- Las reglas de política monetaria asimétricas a partir de una función de preferencias no simétrica y/o de una curva de Phillips no lineal:

A partir de las ecuaciones [2] y [10], una función de pérdidas asimétrica y una curva de Phillips convexa, respectivamente, Dolado et al. (2002) obtienen una regla óptima de política monetaria³ para la tasa de interés a corto plazo del tipo:

$$i_t = \pi_t + (y_t) + \delta y_t + \frac{\frac{1}{\alpha} \left(\pi_t - \pi^* + \frac{\gamma \sigma_{\pi,t}^2}{2} + f(y_t) \right)}{1 - \theta \left(\pi_t - \pi^* + \frac{\gamma \sigma_{\pi,t}^2}{2} + f(y_t) \right)} + \mu x_t \quad [12]$$

a partir de la cual, para el caso de output gap igual a cero, y unos valores dados de $\alpha=2$, $\delta=0.1$, $\theta=0.2$ y $\frac{\gamma \sigma_{\pi,t}^2}{2} = 0.4$, el banco central adopta respuestas asimétricas en el tipo de interés a corto plazo, como se puede observar en la figura 5 para desviaciones de la inflación entre ± 3 . Como se puede observar en la figura 5, los incrementos sucesivos de la tasa de inflación de un punto por encima del objetivo exigen incrementos del tipo de interés de 1.75, 4.09 y 8.09, en tanto que disminuciones de la tasa de inflación de un punto por debajo del objetivo son respondidos por el banco central con disminuciones del tipo de interés de -1.48, -2.82, -4.07. En resumen, el signo de la asimetría significa que bajo una regla de Taylor no lineal, la respuesta del banco central a un incremento de la inflación es mayor que la respuesta ante una disminución de la inflación. A su vez, el tamaño de la asimetría hace referencia al hecho de que el tipo de interés de la función de reacción no responde a los cambios de la inflación de forma lineal, como se puede observar en el ejemplo propuesto.

³ El comportamiento del sector privado se resume en una curva IS: $y_{t+1} = \delta y_t - r_t + \mu x_t$, donde $x_{t+1} = \omega x_t + e_{t+1}$ y r_t es el tipo de interés real ($i_t - E_t \pi_{t+1}$)



Elaboración propia

A partir de la ecuación [12], se pueden obtener tres reglas óptimas de política monetaria: dos asimétricas y una lineal. En primer lugar, si $\theta=0$, la relación entre la variación de la inflación y el output en la ecuación [10] es lineal, y la asimetría de la regla proviene de las preferencias asimétricas del banco central (ecuación [2]).

$$i_t = \pi_t + (1 + \alpha + \delta)y_t + \frac{1}{\alpha} \left(\pi_t - \pi^* + \frac{\gamma \sigma_{\pi,t}^2}{2} \right) + \mu x_t \quad [13]$$

En segundo lugar, si la función de pérdidas [2] es cuadrática en la inflación ($\gamma \rightarrow 0$) y la curva de Phillips es convexa ($\theta > 0$), la asimetría de la regla proviene de la no linealidad de la relación entre la variación de la inflación y el output.

$$i_t = \pi_t + f(y_t) + \delta y_t + \frac{\frac{1}{\alpha}(\pi_t - \pi^* + f(y_t))}{1 - \theta(\pi_t - \pi^* + f(y_t))} + \mu x_t \quad [14]$$

Por último, si $\gamma \rightarrow 0$ y $\theta = 0$, la regla será lineal:

$$i_t = \pi_t + (1 + \alpha + \delta)y_t + \frac{1}{\alpha} (\pi_t - \pi^*) + \mu x_t \quad [15]$$

Dolado et al. (2005) utilizan una función de pérdidas cuadrática del tipo

$$L(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t) = \frac{1}{2} (\tilde{\pi}_t^2 + \lambda \tilde{y}_t^2), \quad [16]$$

donde $\tilde{\pi}$ \tilde{y} son, respectivamente, las desviaciones de la inflación y el output gap y $\lambda > 0$ es una medida de la ponderación que el banco central otorga a la actividad económica. La evolución de la economía se caracteriza por una relación convexa entre la variación de la inflación y el output gap descrita por la ecuación [11] y por una curva IS que describe un ajuste lento del output gap según la ecuación;

$$\tilde{y}_{t+1} = \beta y_t + \mu x_t - \xi r_t + u_{y,t+1}, \quad [17]$$

donde r es el tipo de interés real: $r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$.

Al igual que en Svensson (1997), las variaciones del tipo de interés afectan al output con un período de retardo y éste a la inflación con otro período de retardo. El proceso de transmisión, que se puede describir como $\Delta i_t \rightarrow \Delta y_{t+1} \rightarrow \Delta \pi_{t+2}$, ha de ser

remarcado para la obtención de la ecuación de Euler resultante de minimizar el valor presente descontado de las pérdidas período por período de la función [16], es decir, hacer mínimo

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, \tilde{y}_{t+s}) \quad [18]$$

La regla para el tipo de interés adopta la forma⁴

$$i_t = c_1 E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + c_2 E_{t-1} \tilde{y}_t + c_3 E_{t-1} x_t + c_4 E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+1} \tilde{y}_t), \quad [19]$$

donde los coeficientes c_i son función de los parámetros estructurales ($\delta, \alpha, \lambda, \mu, \theta, \xi, \gamma$), como se expone en el apéndice A. Si reemplazamos las expectativas sobre inflación y output gap por sus valores efectivos, resulta la regla óptima para el tipo de interés que contrastamos en este trabajo por el método de los momentos generalizado (MMG):

$$\hat{i}_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+1} + c_2 \tilde{y}_t + c_3 x_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+1} \tilde{y}_t) + v_t \quad [20]$$

4.1. El trabajo empírico

Nuestro trabajo empírico consiste en contrastar, en primer lugar, la posible existencia de convexidad de la curva de Phillips de la ecuación [11] para el período 1999:1 a 2007:4⁵ y, en segundo lugar, la existencia de asimetría en las decisiones adoptadas por el BCE sobre el tipo de interés. La presencia de esta potencial asimetría se analizará a través de la ecuación [20], sin variable exógena x_t , e incorporando un comportamiento alisado (*smoothed*) del tipo de interés. Adoptamos comportamiento *forward looking* de 4 trimestres para la inflación y *backward looking* de un trimestre para el output. La ecuación concreta a estimar por el MMG es:

$$\hat{i}_t = cte + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 \tilde{y}_{t-1} + c_3 (\tilde{\pi}_{t+4} \tilde{y}_{t-1}) + \rho \hat{i}_{t-1} + v_t \quad [21]$$

4.1.a ¿Es convexa la curva de Phillips?

Siguiendo un planteamiento similar al de Dolado et al. (2005), hemos contrastado por mínimos cuadrados (MCO) la posible convexidad de la curva de Phillips para la zona euro en el período 1999:1 a 2007:4. El output es el PIB, y el nivel natural de output es el filtro de Hodrick-Prescott (HP), con un coeficiente de 1.600. El output-gap es calculado como la diferencia entre el logaritmo del PIB y su HP tendencia. Para los precios utilizamos el deflactor del PIB de la zona euro. Todas las series de datos son estacionalmente ajustadas.

La ecuación a estimar⁶, como en Dolado et al (2005) es $\Delta \pi_t = \alpha y_{t-1} + \alpha \theta y_{t-1}^2 + \varepsilon_{\pi,t}$, donde y_{t-1} es el output-gap. Siendo $\alpha > 0$, la curva de

⁴ Véase Apéndice A.

⁵ En el período 2008-2010 el BCE adoptó decisiones extraordinarias sobre la liquidez del sistema y sobre el tipo de interés. Su inclusión en este trabajo perturbaría notablemente los resultados.

⁶ Dolado et al (2005) parten de una curva de Phillips aceleracionista: $\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha f(y_{t-1}) + \alpha \theta y_{t-1}^2 + \varepsilon_{\pi,t}$ donde el output gap (y_t) entra de una forma no lineal, conforme

a la expresión: $f(y_t) = y_t + \theta y_t^2$, $y_t > -\frac{1}{2\theta}$. Sustituyendo $f(y_t)$ en la anterior, resulta la curva de Phillips de la expresión [13].

Phillips será convexa (cóncava) si $\theta > 0 (< 0)$ ⁷. La linealidad de la curva de Phillips se recupera si $\theta = 0$, como ocurría en la ecuación [10], cuando $w = 0$.

En el período 1999:1 hasta 2007:4, $\theta = -0.25$ es negativa y no significativa ($p = 0.265$). La curva de Phillips en este período se aproximaría más a una forma cóncava que convexa. No obstante, al ser no significativa la concavidad, consideramos más bien una relación entre inflación y output lineal. Este resultado es compatible con la falta de significatividad del coeficiente c_3 en la estimación de la ecuación [21] (tablas 1 y 2).

Si sustituimos los datos trimestrales del PIB por datos mensuales del índice de producción industrial (IPI) para el output⁸, y la inflación subyacente para los precios, los resultados para el período 1999:1 a 2007:12 nos permiten rechazar una vez más la convexidad de la Curva de Phillips en la zona euro en dicho período. Como en el caso anterior, θ toma valores negativos y es no significativa ($p = 0.35$).

4.1.b. ¿Es asimétrica la función de reacción del BCE?

Para contrastar las ecuaciones [20] y [21] adoptamos una frecuencia trimestral para los datos de nuestro periodo de análisis, que transcurre desde el primer trimestre de 1999 hasta el cuarto de 2008. Dicha frecuencia es más adecuada que la anual, con la que se reduciría demasiado el número de observaciones, y que la mensual, que obligaría a usar algún indicador en lugar del PIB. Las fuentes son Eurostat y el BCE, con series actualizadas en mayo de 2010, con datos adaptados a la sucesiva agregación de países a la euro área.

Para la variable tipo de interés utilizamos el tipo de interés oficial, o básico, del BCE, que equivale al tipo mínimo de las Operaciones Principales de Financiación, teniendo en cuenta el último dato trimestral observado. Podríamos tener en cuenta, alternativamente otros tipos de interés a corto plazo, como el eonia o el euribor a diversos plazos, pero entendemos que las reacciones de política monetaria del BCE quedan perfectamente reflejadas en el tipo básico elegido, que se ha venido considerando como el señalizador fundamental de su política monetaria.

En cuanto a la tasa de inflación, utilizamos la tasa de inflación subyacente, es decir, excluyendo del Índice Armonizado de Precios de Consumo los precios de la energía y de los alimentos no elaborados, obtenida en Eurostat. Usaremos esta serie porque, como se muestra en García-Iglesias (2007) y en García-Iglesias y Pateiro (2009), es la que mejor explica las decisiones del BCE. Al igual que en el caso anterior adoptamos una frecuencia trimestral teniendo en cuenta el último dato.

En lo que respecta a la actividad económica, utilizaremos el PIB real, obtenida directamente con frecuencia trimestral. Esta serie, procedente de Eurostat, está ajustada estacionalmente y por días laborables, y expresada en tasas de variación porcentual respecto al mismo periodo del año anterior.

⁷ En efecto, con $\alpha > 0$, $\frac{\partial^2 \Delta \pi_t}{\partial y_{t-1}^2} = 2\alpha\theta > 0 \Leftrightarrow \theta > 0$

⁸ En este caso, el output es medido por el IPI ajustado estacionalmente; el output-gap es la diferencia entre el logaritmo del IPI y su HP tendencia (coeficiente 14.400).

En cuanto al método a seguir a la hora de llevar a cabo las estimaciones de los parámetros de la función de reacción de política monetaria, al adoptar un análisis intertemporal, nos debemos centrar en el método de los momentos generalizado, pues en éste subyace un enfoque de comportamiento racional y optimizador, con carácter intertemporal, respecto a algún(os) objetivo(s), como es el caso del comportamiento que suponemos que lleva a cabo el banco central, al ir éste determinando el tipo de interés, período tras período, con miras, preferentemente, a los objetivos de estabilidad de precios, en particular, y de estabilidad económica en general. Como variables instrumentales utilizaremos una constante y las propias variables que intervienen en la función de reacción retardadas desde -1 a -3 trimestres, es decir, el comportamiento conocido a lo largo del año precedente de las variables que intervienen en el ajuste.

Una cuestión importante relacionada con la aplicación del método de los momentos generalizado consiste en la estacionariedad de las series en su nivel, es decir, si son $I(0)$. El problema que han señalado varios autores⁹ es que para muestras cortas, como de nuestro caso se trata, los test de estacionariedad, como los habituales de Dickey-Fuller, y de Phillips y Perron, en los que la hipótesis nula es que la serie analizada es $I(1)$, tienen escasa capacidad en contra de la hipótesis alternativa de estacionariedad.¹⁰ Para contrastar la validez de los instrumentos utilizados tendremos en cuenta el pValor del estadístico J con el test de Sargan. El estadístico J que reporta Eviews 4.1 está dividido entre el número de observaciones, por lo que para poder calcular el p-valor de J, esto es, la probabilidad de cometer error tipo I al rechazar la hipótesis de validez de los instrumentos, hemos de multiplicarlo por el número de observaciones.

Al llevar a cabo los ajustes, teniendo en cuenta los resultados obtenidos en los citados trabajos de García-Iglesias (2007) y García-Iglesias y Pateiro (2009), adoptamos un valor para k de $+4$ trimestres y de -1 para j , es decir, que el BCE al determinar el tipo de interés a corto plazo tiene en cuenta la inflación adelantada 4 trimestres y el crecimiento del pib retardado 1 trimestre, lo que equivale a decir que se comporta *forward-looking* respecto a la inflación subyacente, y *backward-looking* respecto al crecimiento de la producción.

Por otra parte, dando por hecho que el BCE sigue una estrategia alisada como hemos comentado más arriba¹¹, inicialmente, en los ajustes presentados en la tabla 1, prescindimos del término de ajuste parcial, con el fin de que en los ajustes de la función de reacción de política monetaria del BCE se pueda detectar mejor el grado de protagonismo en la determinación del tipo de interés por parte de cada una de las dos variables que estamos teniendo en cuenta: la inflación, vista a través de la subyacente, y el crecimiento del pib real. Dado que nuestra investigación trata de

⁹ Clarida, Galí y Gertler (1998), o Aron y Muellbauer (2002), entre otros.

¹⁰ Además, encontramos en Rogoff (2003), por ejemplo, argumentos a favor de la estacionariedad de las series utilizadas, pues, según este autor, las tasas de inflación en los países del G7, por ejemplo, son estacionarias si se tienen en cuenta los datos desde 1982 en adelante, conclusión que se justifica, según él, por el comportamiento muy estable que tiende a manifestar la inflación, y que podríamos ampliar al tipo de interés y al resto de variables que utilizamos en este trabajo, pues, como puede apreciarse en nuestro período objeto de estudio, el comportamiento de las variables en su nivel es, relativamente, bastante estable, pues no se observan exagerados cambios en valor absoluto en sus valores extremos, y no hay una deriva sin límite en los niveles de la tasa de inflación, del tipo de interés, de la ratio de saldo presupuestario o de la tasa de variación de la actividad económica. Por todo ello, suponemos que se cumplen las condiciones requeridas para llevar a cabo las estimaciones a través del método de los momentos generalizado.

¹¹ Y como puede comprobarse en García-Iglesias (2007) y en García-Iglesias y Pateiro (2009).

detectar comportamientos asimétricos cuando el BCE modifica el tipo de interés a corto plazo, estimamos la ecuación equivalente a la expresión [20], para poder contrastar si el coeficiente c_3 correspondiente al término rectangular ($\pi_{t+k} \cdot y_{t+j}$) es significativamente distinto de cero.

Tabla 1: Función de reacción sin ajuste parcial, con término rectangular, 1999-2007 y 1999-2008.

$i_t = cte + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 \tilde{y}_{t-1} + c_3 (\tilde{\pi}_{t+4} \tilde{y}_{t-1}) + v_t$							
	cte	c_1	c_2	c_3	R ² ajustado	Estadíst. J	P Valor J
1999-2007	-2.07* (1.03)	2.09** (0.59)	0.85** (0.39)	-0.15 (0.22)	0.73	0.13	0.65
1999-2008	-0.97 (0.91)	1.43 (1.09)	0.38 (0.76)	0.1 (0.43)	0.12	0.1	0.72

Los errores estándar aparecen entre paréntesis. Los superíndices ** y * denotan el rechazo de la hipótesis de que el verdadero coeficiente es cero a un nivel de significación del 5% y del 10%, respectivamente

De la tabla 1 se deduce que, para el periodo analizado, el coeficiente c_3 no es significativamente distinto de cero. En tanto que si ampliamos el análisis hasta final de 2008, de nuevo los valores de los coeficientes de reacción tienden a mantenerse, pero ahora dejan de ser significativos, y el coeficiente de determinación vuelve a reducirse a 0.12, en línea con lo que señalábamos más arriba acerca de que el BCE dejó de seguir un comportamiento reglado en el contexto de la profunda crisis financiera en 2008.

Como también puede observarse, la intertemporalidad adoptada recoge adecuadamente el comportamiento seguido por el BCE, y a través del estadístico J comprobamos que no debemos rechazar la hipótesis de validez de los instrumentos utilizados en los ajustes

El objetivo de esta investigación es determinar el grado de significación del coeficiente c_3 , y como puede verse no podemos rechazar la hipótesis de no significatividad de dicho coeficiente, lo que, a su vez, nos conduce a pensar que no hay suficientes evidencias de comportamiento asimétrico por parte del BCE.

Estos resultados son compatibles con la inexistencia de una curva de Phillips (o una curva de oferta agregada) convexa en el área euro en el período analizado, como se expone más arriba.

En la tabla 2 se resumen los resultados de la contrastación de la ecuación [21], es decir, con ajuste parcial (*interest rate smoothing*) y término rectangular o de interacción.

Tabla 2: Función de reacción con ajuste parcial, con término rectangular

$i_t = cte + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 \tilde{y}_{t-1} + c_3 (\tilde{\pi}_{t+4} \tilde{y}_{t-1}) + \rho i_{t-1} + v_t$								
	cte	c_1	c_2	c_3	ρ	R ² ajustado	Estadíst. J	P Valor J
1999-2007	-0.46 (0.84)	0.47 (0.52)	0.36 (0.29)	-0.02 (0.16)	0.64** (0.06)	0.94	0.04	0.93
1999-2008	-0.79 (0.75)	0.54 (0.42)	0.54** (0.26)	-0.14 (0.15)	0.74** (0.07)	0.9	0.06	0.81

Los errores estándar aparecen entre paréntesis. Los superíndices ** y * denotan el rechazo de la hipótesis de que el verdadero coeficiente es cero a un nivel de significación del 5% y del 10%, respectivamente

El resultado es menos satisfactorio en cuanto a la significatividad de los coeficientes de reacción c_1 y c_2 , hecho que está relacionado con el carácter muy alisado de las decisiones del BCE, y que implica un elevado protagonismo del coeficiente del término de ajuste parcial, ρ . Por lo que respecta al coeficiente del término rectangular, c_3 , que, como decimos, debe reflejar la posible existencia de comportamientos asimétricos en las decisiones del BCE, no podemos rechazar la hipótesis de que sea distinto de cero.

5.- Conclusiones

La asimetría de las reglas de política monetaria debe buscarse en la existencia de una función de preferencias asimétricas del banco central y en la potencial convexidad de la relación entre output y producción. Los bancos centrales no explicitan la función de preferencias por lo que la existencia de una función de pérdidas asimétrica ha de ser detectada a través de las acciones sobre el instrumento de política monetaria en períodos de tiempo suficientemente largos. Además, dichas preferencias pueden verse modificadas con motivo de la renovación de los equipos de gobierno de la propia institución monetaria. En este sentido, las preferencias de un banco central son institucionalmente dependientes aun cuando el objetivo del banco central esté bien definido. Por su parte, la existencia de una curva de Phillips convexa tiene su origen en el modelo estructural de la economía, alguno de cuyos aspectos se escapan a la acción del banco central y a la política monetaria.

A lo largo de este trabajo hemos reseñado cómo la presencia de asimetrías en las preferencias del banco central o en la curva de Phillips puede derivar hacia un comportamiento asimétrico en la toma de decisiones de política monetaria por parte del banco central. Tales comportamientos asimétricos consistirían en algún tipo de sobre o infra-reacción al modificar el tipo de interés ante desviaciones respecto al objetivo de inflación, o respecto a la tendencia de la producción, dependiendo dicho comportamiento de si las desviaciones son de signo positivo, o de signo negativo. Esa asimetría, si existe, deberá quedar reflejada en la función de reacción de política monetaria, en la que se resume la estrategia de decisión seguida. De esta forma, la función deberá incorporar un término no lineal, en este caso $(\pi_{t+k} \cdot y_{t+j})$, cuyo coeficiente sea significativamente distinto de cero.

Podría suponerse que el BCE, un banco central relativamente joven, y deseoso de ganarse credibilidad anti-inflacionista, en principio, hubiera desarrollado un comportamiento asimétrico, reaccionando con más intensidad ante las desviaciones positivas de la tasa de inflación respecto al objetivo de referencia, que ante las desviaciones negativas. Sin embargo, tras llevar a cabo las correspondientes estimaciones, llegamos a la conclusión de que, en sus primeros diez años de ejecución de la política monetaria, las reacciones del BCE han sido lineales. Se comprueba una mayor bondad de las funciones de reacción lineales estimadas (los resultados no se incorporan en este trabajo), tanto con término de ajuste parcial, como sin él, en comparación con las no lineales, que incorporan el término rectangular. Además, se ha comprobado que el coeficiente correspondiente a este último término no es significativamente distinto de cero.

Una posible explicación de este resultado podría radicar en la compensación de asimetrías, en el sentido de que las posibles asimetrías ante las desviaciones de la inflación estuvieran compensadas por asimetrías de signo opuesto ante desviaciones en el output. No obstante, dada la prioridad que el BCE asigna a la estabilidad de precios, creemos que este efecto compensador no debe haber tenido mucha influencia. Como se ha mostrado anteriormente, en la estimación de la curva

de Phillips para este periodo prevalece la hipótesis de linealidad sobre la de convexidad, con lo que se puede descartar esta causa de comportamiento asimétrico.

Por último, podría haber ocurrido que el *smoothing* en las decisiones sobre el tipo de interés diluyera el comportamiento asimétrico, haciéndolo más difícil de detectar. No obstante, consideramos que hemos eliminado este riesgo al adoptar una frecuencia trimestral. Además, también hemos tenido en cuenta el *smoothing* al realizar los ajustes incluyendo un término de ajuste parcial, comprobando de nuevo la no significatividad del coeficiente c_3 . Como conclusiones accesorias, se puede añadir que la aceptación de la hipótesis de linealidad equivale a que el BCE opta por la sencillez, en aras de la transparencia, frente a otras estrategias de decisión más complejas. Y se confirman otros aspectos ya conocidos de la estrategia de decisión del BCE en lo que respecta a la prioridad del objetivo de estabilidad de precios, y a que sigue un comportamiento alisado.

APÉNDICE A.

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

i_t está implícito en \tilde{y}_{t+1} , $\tilde{\pi}_{t+2}$, e \tilde{y}_{t+2} . Aplicando la regla de la cadena se obtiene la condición de primer orden:

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

Operando, $\frac{\partial L}{\partial i_t} = \delta^2 \tilde{\pi}_{t+2} \alpha (1 + 2\theta \tilde{y}_{t+1}) (-\xi)(1) + \lambda \delta^2 \tilde{y}_{t+2} \beta (-\xi)(1) + \dots$ obtenemos la siguiente ecuación de Euler:

$$\lambda E_t \tilde{y}_{t+1} + \lambda \beta \delta E_t \tilde{y}_{t+2} + \alpha \delta E_t \tilde{\pi}_{t+2} (1 + 2\varphi \tilde{y}_{t+1}) = 0$$

Usando [17] para reemplazar $E_t \tilde{y}_{t+2}$ en términos de $E_t \tilde{y}_{t+1}$, $E_t x_{t+1}$ y $E_t r_{t+1}$, y despejando i_t obtenemos una regla de Taylor:

$$\lambda E_{t-1} \tilde{y}_t + \delta \lambda \beta E_{t-1} (\beta \tilde{y}_t + \eta x_t - \xi r_t) + \delta \alpha E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\varphi \tilde{y}_t) = 0$$

$$\lambda E_{t-1} \tilde{y}_t + \delta \lambda \beta^2 E_{t-1} \tilde{y}_t + \delta \lambda \beta \eta E_{t-1} x_t - \delta \lambda \beta \xi i_t + \delta \lambda \beta \xi E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} \\ + \delta \alpha E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} (1 + 2\varphi \tilde{y}_t) = 0$$

$$i_t = c_1 E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + c_2 E_{t-1} \tilde{y}_t + c_3 E_{t-1} x_t + c_4 E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+1} \tilde{y}_t)$$

Donde $c_1 = 1 + \frac{\alpha}{\lambda \xi \beta}$, $c_2 = \frac{1 + \delta \beta^2}{\delta \xi \beta}$, $c_3 = \frac{\eta}{\xi}$, $c_4 = \frac{2\varphi \alpha}{\lambda \xi \beta}$

BIBLIOGRAFÍA:

Aguiar, A. y Martins, M.M.F. (2008): "Testing for asymmetries in the preferences of the euro-area monetary policymaker", *Applied Economics*, 40: 13, pp. 1651-1667.

Cukierman, A. (2000): "The inflation bias result revisited", *mimeo*, Berglas School of Economics, Tel-Aviv University, 25, abril.

Akerlof, G.A., Dickens, W.T., y G. L. Perry (1996): "The macroeconomics of low inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p. 1-76.

Aron, J., y J. Muellbauer (2002): "Estimating monetary policy rules for South Africa". En *Monetary policy: rules and transmission mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel, Banco Central de Chile, Santiago.

Ball, L., Mankiw, N.G., y D. Romer (1988): "The new keynesian economics and the output-inflation trade-off", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-82.

Clarida, R., J. Galí, y M. Gertler (1998): "Monetary policy rules in practice. Some international evidence". *European Economic Review*, nº 42 (1998), pp. 1033-1067.

Cukierman, A. (2002): "Are contemporary central Banks transparent about economic models and objectives and what difference does it make?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84, pp. 15-35.

Cukierman, A. (2004); "Non Linearities in Taylor Rules. Causes, Consequences and Evidence, Central Bank of Uruguay. Existe una versión en español en la revista *Economía*, Vol. 11, 2, 2004, pp. 79-110

Cukierman, A. y A. Muscatelli (2008): "Nonlinear 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, 1, art. 7, pp. 1-29.

De Veirman, E. (2007): "Which Nonlinearity in the Phillips curve?, The Absence of Accelerating Deflation in Japan", Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper 2007/14.

Dolado, J.J., María-Dolores, R. y F.J. Ruge-Murcia (2002): "Nonlinear monetary policy rules: Some new evidence for the US", Universidad Carlos III, Madrid, Working Papers, Economics Series 10, mayo.

Dolado, J.J., María-Dolores, R. y M. Naveira (2005): "Are monetary-policy reaction functions asymmetric?": The role of nonlinearity in the Phillips curve", *European Economic Review*, Vol. 49, 2, pp. 485-503.

García-Iglesias, J.M. (2007), "How the European Central Bank decided its early monetary policy?", *Applied Economics*, nº 39, pp. 927-936.

García-Iglesias, J.M., y C. Pateiro (2009): “Análisis de la estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo (1999-2005). *El Trimestre Económico*, nº 301, pp. 181-214

Goodhart, C.A.E. (1998): “Central bankers and uncertainty”, London School of Economics, Financial Markets Group Special Paper Series, nº 106, octubre.

Laxton, D., Meredith G., y D. Rose (1995): “Asymmetric effects of economic activity on inflation”, *IMF Staff Papers*, 42, pp. 344-374.

Lucas, R.E.. (1973): “Some international evidence on output-inflation trade-offs”, *American Economic Review*, 63, pp. 326-334.

Nobay, R. y D. Peel (2003): “Optimal discretionary monetary policy in a model of asymmetric Central Bank preferences, *Economic Journal*, 113, pp. 657-665.

Schaling, E. (1998): “The Nonlinear Phillips Curve and Inflation Forecast Targeting. Symmetric versus Asymmetric Monetary Policy Rules”, Tilburg University, discussion paper 1998/136.

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, 3, Part 1, pp. 361-386.

Surico, P. (2007): “The Fed’s monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31, pp. 305-324.

Svensson, L.(1997): “Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets”, *European Economic Review*, 41, pp. 1111-1146.

Taylor, J.B. (1993): “Discretion versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester conference Series on Public Policy*, 22, pp. 195-214.

Varian, H. (1975): “A Bayesian approach to real estate assessment”, en S.E. Feinberg and A. Zellner, eds., *Studies in Bayesian Economics in Honour of L.J. Savage*, Amsterdam: North Holland, pp. 195-208.

Zellner, A. (1986): “Bayesian estimation and prediction using asymmetric loss functions, *Journal of the American Statistical Association*, 81, pp. 446-451.