

Barros-Campello, Esther; Pateiro-Rodríguez, Carlos; Salcines-Cristal, J. Venancio;
Pateiro-López, Carlos

Article

El esquema de objetivos de inflación: Evidencia para América Latina (1999-2015)

Estudios de Economía

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Chile

Suggested Citation: Barros-Campello, Esther; Pateiro-Rodríguez, Carlos; Salcines-Cristal, J. Venancio; Pateiro-López, Carlos (2017) : El esquema de objetivos de inflación: Evidencia para América Latina (1999-2015), Estudios de Economía, ISSN 0718-5286, Universidad de Chile, Departamento de Economía, Santiago de Chile, Vol. 44, Iss. 2, pp. 223-250

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/194257>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

**El esquema de objetivos de inflación:
Evidencia para América Latina (1999-2015)***
Inflation Targeting: Evidence for Latin America (1999-2015)

ESTHER BARROS-CAMPELLO**

CARLOS PATEIRO-RODRÍGUEZ***

J. VENANCIO SALCINES-CRISTAL****

CARLOS PATEIRO-LÓPEZ*****

Resumen

En este trabajo, analizamos la gestión de la política monetaria de los bancos centrales (BC) de América Latina que han establecido un esquema pleno de objetivos de inflación. A partir de la estimación de una regla óptima de política monetaria, utilizando el Método Generalizado de los Momentos, constatamos que, en la práctica, además de la estabilidad de precios, estos BC han tenido en cuenta el crecimiento económico, pero no así la evolución del tipo de cambio, salvo Chile. Además, Chile, Brasil y Perú han seguido un comportamiento asimétrico, mientras que Colombia y México han adoptado una regla de política monetaria lineal.

Palabras clave: Banco Central, inflación, reglas monetarias, asimetrías

Clasificación JEL: E52, E43, E51, E58.

Abstract

In this paper, we discuss the management of monetary policy of the Latin American central banks that have fully established inflation targeting. An optimal monetary rule is estimated for these economies using the Generalized Method of Moments. This analysis allows us to conclude that these central banks have taken into account the economic growth, in addition to price stability. However, only Chile has taken into account the evolution of the exchange rate. Furthermore,

* Los autores desean dar las gracias al editor de *Estudios de Economía* y al evaluador anónimo por sus comentarios que, sin duda, han contribuido a mejorar nuestro trabajo.

** Departamento de Empresa. Universidad de A Coruña. esther.barros@udc.es.

*** Departamento de Economía. Universidad de A Coruña. cpateiroudc@gmail.com.

**** Departamento de Economía. Universidad de A Coruña. vsalcines@gmail.com.

***** Licenciado en Derecho. Universidad de A Coruña. cpateiroudc@gmail.com.

Chile, Brazil and Peru have followed an asymmetric behavior, while Colombia and Mexico have adopted a linear monetary policy rule.

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

JEL Classification: *E52, E43, E51, E58.*

1. EL ESQUEMA DE OBJETIVOS DE INFLACIÓN (*INFLATION TARGETING*)

El objetivo de este trabajo es el análisis de la gestión de la política monetaria por parte de los bancos centrales de los cinco países de América Latina que, hasta el momento, han establecido de forma plena un esquema de metas explícitas de inflación: Chile, Colombia, Brasil, Perú y México. En concreto, se trata de responder a las siguientes preguntas: ¿han mantenido el crecimiento económico como objetivo de política monetaria?; ¿han tomado en consideración la evolución del tipo de cambio?; ¿han adoptado un comportamiento asimétrico? La respuesta a la última pregunta nos permitirá detectar si el BC respectivo mostró una mayor aversión a la inflación que a la deflación y/o al crecimiento económico por encima o por debajo de su tasa potencial.

El Banco Central de Nueva Zelanda fue la primera autoridad monetaria en adoptar de forma explícita y única el objetivo de control de la inflación en el año 1990. A partir de entonces, un número considerable de bancos centrales de países desarrollados y en desarrollo, han establecido la estabilidad de precios como objetivo central de la política monetaria, adoptando, además, de forma explícita, determinadas metas. Detrás de esta decisión, está la idea de que unas bajas tasas de inflación son condición necesaria para lograr el crecimiento económico y unas tasas de empleo sostenibles.

En sentido estricto, el establecimiento de un esquema puro de objetivos de inflación como marco para la conducción de la política monetaria, también conocido como régimen *inflation targeting* (IT) o esquema de metas explícitas de inflación, implicaba: i) compromiso institucional con la estabilidad de precios y el anuncio público de un objetivo concreto de inflación (una tasa concreta o un rango), ii) ausencia de otros objetivos explícitos, tales como el tipo de cambio o el crecimiento económico, iii) independencia de la autoridad monetaria y iv) transparencia en la gestión de la política monetaria por parte de BC (Bernanke y Mishkin, 1997)¹. Además, es necesario que la autoridad monetaria utilice toda la información disponible en cada momento para determinar qué acciones llevar a cabo para lograr el objetivo anunciado de inflación. Este esquema supone, además, que la política monetaria se convierta en la principal política macroeconómica y se relegue a un segundo plano a la política fiscal (Arestis *et al.*, 2008; Blanchard *et al.*, 2010).

¹ Schmidt-Hebbel y Tapia (2002) presentan un exhaustivo análisis de las características operativas de la ejecución de la política monetaria por parte de 20 países que aplican un régimen monetario de metas de inflación.

Una parte importante de las críticas que ha recibido el esquema de objetivos de inflación se centra en el efecto de este régimen sobre el otro objetivo clásico de la política monetaria: el crecimiento económico. En concreto, estas críticas ponen el acento en que el régimen de IT, al abandonar el crecimiento económico como objetivo explícito de la política monetaria, tenderá a incrementar la volatilidad del producto y a provocar tasas de crecimiento más bajas. Mishkin y Savastano (2001) consideran que es una crítica, en cierta medida, infundada dado que el régimen de objetivos de inflación supone que la estabilidad de precios se convierta en el objetivo primordial, pero no en el único objetivo. De hecho, estos autores defienden que en los países industrializados, una vez logrado el objetivo de baja inflación, el producto y el empleo volvieron a los niveles previos a la adopción de este esquema de política monetaria.

Sin embargo, el régimen de objetivos de inflación plantea varios problemas especialmente relevantes para el caso de América Latina. En primer lugar, el control del BC sobre la tasa de inflación no es total ni inmediato; tiene lugar un retardo importante entre la actuación del *policy maker* sobre el instrumento de política monetaria y su efecto sobre la tasa de inflación. Esto hace imprescindible un elevado nivel de transparencia en la gestión de la política monetaria por parte del banco central². Fraga *et al.* (2004), en un trabajo de simulación, concluyen que, al final del primer año, en el caso de ausencia de credibilidad perfecta, la tasa de inflación todavía está, en media, 1,42 puntos porcentuales por encima del nuevo objetivo y la brecha del producto presenta una reducción del 0,49%. En un contexto de credibilidad perfecta, los agentes no contemplan la posibilidad de que el banco central renuncie al cumplimiento del objetivo en el período siguiente, lo que provoca que tanto las expectativas como la tasa de inflación converjan automáticamente al nuevo objetivo, y este movimiento no requiere una reducción del nivel de producción.

El problema es mayor en aquellos países que, como ocurría en muchos de los latinoamericanos, parten de tasas de inflación muy elevadas. En este contexto, es probable que sean mayores los errores cometidos a la hora de estimar la inflación futura, lo que tenderá a provocar desviaciones respecto al objetivo de inflación, lo que, a su vez, dificultará la construcción de la credibilidad del banco central. En este sentido, sería recomendable hacer una reducción gradual de la meta de inflación.

De todas formas, Eichengreen (2002) defiende que en las economías emergentes sigue siendo más difícil la estimación de la inflación incluso una vez que se ha establecido el esquema IT y se han logrado reducir las tasas de inflación. Esto puede deberse a su mayor sensibilidad al precio de los bienes primarios (que podría solucionarse utilizando la inflación subyacente como meta) y a la mayor influencia de los flujos internacionales de capital sobre las condiciones

² Aunque el menor nivel de credibilidad puede constituir un problema a la hora de implementar un régimen monetario IT, Mohanty y Klau (2004) defienden que, precisamente, el establecimiento de un esquema de objetivos de inflación es especialmente aconsejable en economías con una débil credibilidad institucional, dado que el tener que cumplir con unas metas establecidas públicamente de antemano limita la discrecionalidad de sus bancos centrales, mejora la transparencia en la gestión y les impide aplicar una política monetaria demasiado expansiva ante presiones del poder político.

financieras domésticas. Otro problema importante es que este esquema de IT no asegura la disciplina fiscal, ya que el BC es una institución independiente. De ahí la necesidad de que el gobierno se involucre con el cumplimiento del objetivo de estabilidad de precios al fijar la política fiscal. Un tercer inconveniente hace referencia a que un alto nivel de apertura de la economía y, en concreto, un elevado grado de dolarización puede generar serios problemas en la puesta en práctica de este esquema monetario, dado que el régimen de IT requiere la flexibilidad del tipo de cambio y, en estas economías, depreciaciones importantes de su moneda sostenidas en el tiempo aumentan los riesgos de una crisis financiera al incrementar el valor de la deuda denominada en dólares.

Inciendiando en esta crítica, Calvo y Reinhart (2000) demuestran que los cambios en los precios de los bienes importados provocados por movimientos en los tipos de cambio generan respuestas más rápidas en los precios de los bienes domésticos en los países emergentes que en los países industrializados. Albagli *et al.* (2015) encuentran también un coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios para las economías emergentes relativamente alto desde una perspectiva internacional. A este respecto, Mishkin y Savastano (2001) defienden la incorporación de la desviación del tipo de cambio real respecto a su nivel “normal” (o nivel en el medio plazo) en la regla de política monetaria aplicada por el BC, mientras que Armas y Grippa (2005) sostienen que, en economías financieramente dolarizadas, aunque los movimientos excesivos del tipo de cambio son más arriesgados, es conveniente permitir la fluctuación del mismo como incentivo para que los agentes económicos reduzcan sus activos y pasivos denominados en dólares, lo que redundaría en una reducción de la importancia de los efectos asociados a una más alta volatilidad del tipo de cambio.

Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007) estudian la evolución económica de un conjunto de países que adoptaron durante los años 90 el objetivo explícito de control de la inflación, entre ellos Brasil, Colombia, Chile, Perú y México y concluyen que los países analizados han logrado unas menores tasas de inflación en el largo plazo, una menor influencia de las variaciones en los precios del petróleo y el tipo de cambio sobre la evolución de la inflación, han fortalecido la independencia de la autoridad monetaria y la eficiencia de su gestión y han conseguido que, efectivamente, los niveles de inflación se mantengan próximos a los fijados como objetivo. Ahora bien, cuando comparan los resultados de estos países con los de un conjunto de economías desarrolladas que no han adoptado la estabilidad de precios como objetivo único de la política monetaria, se observa que el desempeño económico de estas últimas (en términos de evolución de la inflación, crecimiento del PIB, volatilidad de la brecha del producto y eficiencia de la política monetaria) es muy similar o superior. Es decir, los países pueden llevar a cabo una eficiente política monetaria y presentar una evolución muy favorable de las variables macroeconómicas sin haber adoptado un régimen IT. Sin embargo, para muchos países en desarrollo, el establecer metas de inflación les ha ayudado a acercar sus economías a los parámetros de evolución de países en desarrollo.

Batini y Laxton (2006) analizan la evolución de un conjunto de economías en desarrollo (21 que han adoptado el esquema IT y 10 que no lo hicieron), concluyendo que este esquema de política monetaria ha contribuido a la reducción en la volatilidad del crecimiento económico, al tiempo que no observan un efecto significativo sobre el nivel de crecimiento económico. Otra conclusión

importante del estudio realizado por estos autores es que no parece imprescindible cumplir un estricto conjunto de condiciones institucionales, condiciones técnicas y económicas antes de la orientación exitosa del IT. La fiabilidad y el éxito de la nueva orientación de la política monetaria parecen depender más del compromiso de la autoridad monetaria y de su capacidad para planificar y conducir el cambio institucional después de la adopción de IT.

El resto del trabajo está estructurado como sigue: en el epígrafe siguiente se exponen las principales características de la implantación del régimen IT en los países estudiados y su evolución económica; en el apartado 3 revisamos la literatura teórica sobre reglas de política monetaria lineales y asimétricas y los trabajos empíricos en relación con este tema; en el epígrafe siguiente nos planteamos el papel del control de la evolución del tipo de cambio en el contexto de un esquema puro de objetivos de inflación; el apartado 5 recoge el análisis empírico realizado y, en el último apartado, presentamos las principales conclusiones.

2. EL RÉGIMEN INFLATION TARGETING EN AMÉRICA LATINA

En la mayor parte de los países de América Latina, las políticas de estabilización durante los años 90 estuvieron basadas en las anclas establecidas para el tipo de cambio, pero estas políticas no evitaron e incluso provocaron que estas economías fuesen más vulnerables ante los ataques especulativos a sus monedas (Arestis *et al.*, 2008). De esta forma, las importantes crisis monetarias que afectan a muchas de estas economías a mediados o finales de los años 90, marcan, en algunos casos, la adopción del régimen de objetivos de inflación. Así Chile, México, Colombia y Brasil lo adoptan de forma plena en el año 1999 (Valdés, 2007; Urrutia *et al.*, 2014; Gómez *et al.*, 2002; Arestis *et al.*, 2008), y Perú en el año 2002³ (Armas y Grippa, 2005; Rossini y Vega, 2007).

Diversos trabajos empíricos han analizado la evolución de estas economías a partir de la adopción de este régimen de política monetaria. En este sentido, De Dios y Salazar (2007) defienden que la implementación del régimen de inflación objetivo en Chile permitió aumentar la capacidad de la economía chilena para afrontar los shocks externos, en concreto, observan que la reacción de la inflación chilena a la inflación de EE.UU. ha disminuido considerablemente a partir de los años 90.

Para el caso colombiano, Echavarría *et al.* (2011) concluyen que la persistencia inflacionaria (brecha entre la inflación y su tendencia a largo plazo) se elevó en esta economía entre 1979 y 1989 y entre 1989 y 1999, y se redujo a sus niveles más bajos en la etapa 1999-2010, gracias a la adopción del

³ Las fechas varían en diferentes estudios empíricos. Corbo y otros (2002), Schmidt-Hebbel y Tapia (2002) o Minskin y Schmidt-Hebbel (2007), por ejemplo, marcan como fecha de adopción del régimen monetario de IT en Chile el año 1990, en Perú el año 1994 y en Colombia, Brasil y México 1999. Por su parte, Svensson (2010) sitúa la adopción del régimen de IT en 1999 por parte de Chile, Colombia y Brasil, en el año 2001 por parte de México y en el 2002 en el caso de Perú. El motivo de la divergencia en las fechas está en el diferente momento en que se considera que se cumplen el conjunto de condiciones que hemos mencionado en el epígrafe anterior para que se pueda hablar de un régimen IT puro.

régimen de inflación objetivo. Por su parte, Londoño *et al.* (2012) estudian los efectos de la política monetaria colombiana sobre la actividad económica real y los precios durante el período comprendido entre enero de 2001 y diciembre de 2009. Sostienen que la efectividad de la meta de inflación ha sido corroborada por la disminución del nivel de precios, pasando de una tasa de inflación de dos dígitos antes de 1999 a colocarse en niveles menores al 10% en el 2000, logrando varios años el nivel de inflación objetivo e incluso situándose por debajo de dicha meta. En el 2009, la tasa de inflación se sitúa en niveles mínimos en la historia de Colombia, 2%. Además, defienden que el objetivo de inflación supuso una importante mejora en la eficiencia de los canales de transmisión de la política monetaria, es decir, es mayor el efecto y menor el tiempo de transmisión de los cambios en los tipos de interés de intervención sobre un conjunto de variables económicas (PIB, demanda de los hogares, formación bruta de capital, ventas, licencias de construcción, tasa de desempleo, precios, M1, crédito privado, depósitos a plazo bancarios, salarios reales, índice general de la Bolsa de Colombia, entre otras).

Para la economía brasileña, Arestis *et al.* (2008) y Barbosa-Filho (2008) analizan su evolución desde la implantación del régimen de objetivos de inflación hasta el año 2007. Las cifras que presenta esta economía no son alentadoras. Las tasas de inflación, aunque menores que en la etapa anterior, se han mantenido en niveles relativamente altos durante el período 1999-2007 (con una tasa media del 7,2%), lo que obligó al banco central a mantener unos elevados tipos de interés (el tipo de interés nominal de corto plazo o Selic se mantuvo en un 18,3% de media en el período 1999-2007). Es cierto que se redujeron los tipos de interés reales respecto a la etapa anterior, pero su nivel estaba bastante por encima de los estándares internacionales. Estos altos tipos de interés están asociados a un reducido crecimiento económico (la media anual para el período analizado fue del 3% anual, con una tasa de desempleo media del 9,3%) y a la evolución negativa de otras variables macroeconómicas, como la deuda pública. De todas formas, es importante notar que los altos tipos de interés reales domésticos y las favorables condiciones del comercio y los mercados financieros internacionales permitieron al gobierno brasileño acumular divisas, lo que hizo posible amortizar cuantías importantes de deuda extranjera y reducir su dependencia del capital exterior en el período 2003-2006.

En lo relativo a los resultados macroeconómicos de este esquema de política monetaria en Perú, Dancourt (2014) analiza la etapa 2002-2013. Este autor concluye que el buen desempeño macroeconómico que ha presentado Perú en este período no puede atribuirse de forma inmediata a la gestión de la política monetaria, dado que el contexto externo es, en esta etapa, especialmente favorable. En concreto, los elevados precios de los bienes exportados durante este período influyen directamente en el comportamiento mostrado por la inversión privada, el gasto público y el tipo de cambio. Solo hay dos excepciones en esta etapa en que el contexto externo no fue favorable: la crisis financiera global del período 2008-2009 y la etapa iniciada a mediados de 2013 con el ajuste de la política monetaria de EE.UU. y la caída en los precios mundiales de los metales.

Galindo y Ros (2008) estudian la evolución de la economía mexicana en los períodos 1980-2003 y 1999-2003. La caída en los niveles de inflación es muy destacable, pasando de una tasa del 52% en 1995 al 3,3% diez años más tarde. Concluyen también que hay una reducción evidente en el impacto positivo del

tipo de cambio nominal sobre la inflación⁴, debida a una mayor credibilidad del banco central o a los bajos niveles de inflación en sí mismos. Sin embargo, ha tenido lugar, a partir del año 1999, una casi continua apreciación del tipo de cambio real, que ha impactado de forma negativa sobre los niveles de crecimiento económico en el largo plazo.

Mello y Moccero (2011) analizan la evolución de las principales variables macroeconómicas en Brasil, Chile, Colombia y México durante la etapa 1996-2006, obteniendo las siguientes conclusiones: i) la menor volatilidad de los tipos de interés en el período posterior a 1999 tiene su causa, fundamentalmente, en un entorno económico más estable; ii) el cambio en el régimen monetario no ha llevado a una reducción en la volatilidad del producto en las economías analizadas, quizás porque el período muestral es reducido, con la excepción de Colombia que sí presenta una mayor estabilidad en su nivel de producción. iii) en cuanto a la volatilidad de las tasas de inflación, se ha incrementado en Brasil y Colombia. Por su parte, García-Solanes y Torrejon-Flores (2012) evalúan las mejoras macroeconómicas de Colombia, Chile, Perú, México y Brasil durante el período posterior al establecimiento del régimen de objetivos de inflación (2000-2007). Concluyen que este esquema de política monetaria es responsable de los bajos niveles observados tanto en la de inflación como en los tipos de interés a corto plazo y de la baja variabilidad del crecimiento económico, sin embargo no obtienen un resultado concluyente sobre el nivel de crecimiento económico.

3. REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA LINEALES Y ASIMÉTRICAS

A partir del trabajo seminal de Taylor (1993), las reglas de política monetaria o reglas de tipos de interés lineales han sido ampliamente utilizadas para estudiar el comportamiento de distintas autoridades monetarias.

La conocida como regla tayloriana de tipos de interés se adapta a la siguiente forma:

$$(1) \quad i = \pi + c_1 \tilde{\pi} + c_2 y + r^f$$

Donde i es el tipo de interés nominal de corto plazo; $\tilde{\pi} = \pi - \pi^*$, donde π es la tasa de inflación media de los cuatro últimos trimestres; π^* es el objetivo de inflación, y es la desviación porcentual del PIB real respecto al potencial (brecha del producto) y r^f el tipo de interés real de equilibrio.

De acuerdo con la regla anterior, la autoridad monetaria ajustará el tipo de interés nominal de corto plazo en función de las desviaciones de la inflación y el nivel de producción respecto a sus objetivos. En esta tarea, debe decidir qué dimensión temporal de los valores de las variables inflación y producción va a tomar: una posibilidad es utilizar sus valores actuales, otra opción es utilizar los valores pasados, suponiendo expectativas adaptativas, y, por último, bajo el

⁴ Para un análisis exhaustivo de las dificultades a la hora de estimar la elasticidad de traspaso del tipo de cambio a los precios véase Hernández (2015).

supuesto de expectativas racionales, el banco central debe realizar una correcta estimación de los valores futuros de estas variables. En este sentido, la reformulación propuesta por Clarida *et al.* (1998) y Svensson (1997 y 2003) sustituyen los valores actuales de las variables explicativas por los valores esperados.

Pero quizás la reformulación más importante que se ha realizado a la regla de Taylor es la que tiene que ver con la posibilidad de que la autoridad monetaria no adopte un comportamiento lineal, sino que siga una regla de política monetaria asimétrica, es decir, que la reacción del banco central sea de intensidad diferente cuando las desviaciones respecto de los objetivos (inflación o crecimiento de la producción) son positivas frente a la reacción que lleva a cabo ante desviaciones negativas. Dichas asimetrías en el comportamiento del banco central, si existen, tienen su origen: i) en una función de preferencias del banco central asimétrica, ii) en una curva de Phillips convexa o iii) en ambas. En este ámbito, destacamos los trabajos de Schaling (1998), Nobay y Peel (2000), Cukierman (2000), Ruge-Murcia (2001), Dolado *et al.* (2002), Bec *et al.* (2002), Nobay y Peel (2003), Surico (2003), Schaling (2004), Cukierman (2004), Dolado *et al.* (2005), Surico (2007 a y b), Cukierman y Muscatelli (2007), Saadon *et al.* (2008), Aguiar y Martins (2008), Ikeda (2010), Sznajderska (2012), Aragón y Bezerra (2013), García-Iglesias *et al.* (2013), Barros-Campello *et al.* (2015, 2016a), entre otros.

Este comportamiento asimétrico por parte del banco central puede venir representado por una regla de política monetaria óptima como la propuesta por Dolado *et al.* (2005) a partir de una función de pérdidas cuadrática del BC y una estructura de la economía representada por las siguientes funciones:

Función de pérdidas del BC se asume cuadrática: $L(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t) = \frac{1}{2} [\tilde{\pi}_t^2 + \lambda \tilde{y}_t^2]$.

El objetivo del *policy-maker* en el período t es minimizar período por período el valor presente descontado de las pérdidas.

$$(2) \quad E_t \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s L(\tilde{\pi}_{t+s}, \tilde{y}_{t+s})$$

La evolución de la economía se describe a través de las ecuaciones:

$$(3) \quad \tilde{\pi}_{t+1} = \pi_t + \alpha f(\tilde{y}_t) + u_{\pi,t+1}$$

$$(4) \quad f(\tilde{y}_t) = \tilde{y}_t + \phi \tilde{y}_t^2, \quad \tilde{y}_t > -\frac{1}{2}\phi$$

$$(5) \quad \tilde{y}_{t+1} = \beta \tilde{y}_t + \mu x_t - \varepsilon_t + u_{y,t+1}$$

$$(6) \quad r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$$

Estas ecuaciones expresan: [3] una curva de Phillips, que relaciona inflación y brecha del producto, [5] una curva IS que relaciona la brecha del producto con el tipo de interés real y una variable exógena predeterminada (x_t), capaz de

capturar otros determinantes del tipo de interés en economías abiertas, y [6] el tipo de interés real.

Si diferenciamos totalmente [2] con respecto a i_t , sujeto a [3]-[5], resulta la ecuación de Euler:

$$(7) \quad E_t \tilde{y}_{t+1} + \lambda \delta \beta E_t \tilde{y}_{t+2} + \lambda \alpha E_t \tilde{\pi}_{t+2} (1 + 2\phi \tilde{y}_{t+1}) = 0$$

Utilizamos [5] 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 resolviendo para i en el período t , resulta la siguiente regla de Taylor⁵:

$$(8) \quad i_t = c_1 E_{t-1} \tilde{\pi}_{t+1} + c_2 E_{t-1} y_t + c_3 E_{t-1} x_t + c_4 E_{t-1} (\tilde{\pi}_{t+1} y_t)$$

Un coeficiente c_4 estadísticamente significativo pondría de manifiesto una reacción asimétrica por parte del banco central ante desviaciones positivas y negativas de la inflación y/o el nivel de producción.

Es lógico pensar que las autoridades monetarias que adoptan un esquema IT, cuando tratan de ganar credibilidad en un contexto de altas tasas de inflación, pueden adoptar un comportamiento asimétrico en función de si la inflación se sitúa por encima o por debajo del nivel establecido como meta.

Diversos trabajos empíricos han analizado la gestión de la política monetaria llevada a cabo por los bancos centrales analizados en este trabajo (De Mello *et al.*, 2009; Moura y Carvalho, 2010; Bernal y Táutiva, 2011; Mello y Moccerro, 2011; Villa *et al.*, 2014; entre otros). En concreto, De Mello *et al.* (2009) estudian la posibilidad de que los bancos centrales de Brasil, Chile, Colombia y México hayan aplicado políticas monetarias asimétricas en la primera década del siglo XXI, aunque las asimetrías que estos autores plantean son asimetrías de tamaño. Concluyen que el banco central en Brasil responde con mayor contundencia ante desviaciones pequeñas, mientras que la respuesta es de menor intensidad relativa cuando el tamaño de la desviación de la inflación respecto al nivel establecido como meta aumenta y, de forma opuesta, el banco central de México parece no responder a desviaciones en el nivel de inflación cuando el gap es pequeño, mientras que la variación en el tipo de interés es relativamente muy elevada cuando la desviación de la inflación respecto al objetivo es grande.

Por su parte, Moura y Carvalho (2010) concluyen que Brasil y Chile han mostrado un comportamiento asimétrico, reduciendo los tipos de interés de forma más agresiva cuando la inflación se sitúa por debajo del nivel objetivo, de lo que los incrementan cuando la inflación se sitúa por encima del objetivo. De forma paralela, en lo relativo al producto, también es superior la rebaja en el tipo de interés cuando la brecha del producto es negativa, al incremento en el tipo de interés cuando el nivel de producción se sitúa por encima del potencial.

⁵ Un desarrollo completo puede verse en García Iglesias *et al.* (2013).

4. TIPO DE CAMBIO

De acuerdo con un esquema puro de objetivos de inflación, el banco central no puede establecer objetivos explícitos para el tipo de cambio. Pero esto no quiere decir que los países que hayan optado por este régimen monetario no hayan intervenido en el mercado de divisas (Blanchard *et al.*, 2010). El objetivo de estas intervenciones puede ser incrementar el nivel de reservas internacionales, mitigar movimientos del tipo de cambio que no reflejan claramente la evolución de la economía o moderar desviaciones rápidas y sostenidas del tipo de cambio⁶.

Por ello, consideramos relevante incluir el tipo de cambio real como variable exógena⁷ al estimar la función de reacción de las autoridades monetarias analizadas, teniendo en cuenta que estamos examinando economías relativamente pequeñas y abiertas. Ball (1999) y Svensson (2000), entre otros, han defendido que, efectivamente, en una economía abierta, el banco central debe tener en cuenta dicha variable en su gestión de la política monetaria, pues esta también va a afectar a la economía a través del canal del tipo de cambio. En todo caso, su influencia en la gestión de la política monetaria dependerá, en gran medida, del peso que tenga la evolución de esta variable sobre los precios, que será mayor, lógicamente, en economías fuertemente importadoras, y de la capacidad del BC para utilizar o no otros instrumentos para estabilizar el tipo de cambio, tales como controles de capital temporales, bonos indexados al tipo de cambio, etc. Por su parte, García *et al.* (2011) sostienen que la inclusión del tipo de cambio en la regla de política monetaria aplicada por el BC es especialmente beneficiosa en las economías más vulnerables desde el punto de vista financiero.

De todas formas, diversos autores han defendido que el banco central no debe modificar el tipo de interés cada vez que el tipo de cambio varíe. Monhanty y Klau (2004) recopilan las situaciones en las que la política monetaria debe responder o no a fluctuaciones del tipo de cambio (véase Tabla 1):

TABLA 1
REACCIONES DE LA POLÍTICA MONETARIA A FLUCTUACIONES
DEL TIPO DE CAMBIO

	Shock real	Shock financiero
Temporal	No reacción	No reacción
Permanente	Política fiscal / políticas de oferta	Política monetaria

Fuente: Taylor (2001) y Monhanty y Klau (2004).

⁶ Véase, por ejemplo, Banco de la República de Colombia (2015).

⁷ La variable exógena x_t ha sido utilizada en varios trabajos empíricos para detectar los efectos de determinadas variables sobre el principal instrumento de política monetaria: el tipo de interés nominal a corto plazo. Entre otros, Clarida *et al.* (1998) y Mohanty y Klau (2004) utilizaron el tipo de cambio real, Dolado *et al.* (2005), el tipo de interés internacional, García y Pateiro (2009), el déficit presupuestario primario y Barros-Campello *et al.* (2016b), la evolución de los productos financieros derivados.

Taylor (2001) concluye que las reglas de política monetaria que incorporan expresamente las modificaciones del tipo de cambio no dan lugar, necesariamente, a una menor volatilidad del nivel de producción y de los precios y, de hecho, algunas veces, la volatilidad aumenta. La justificación a este resultado puede estar en que, aunque no se incluya en la regla, el tipo de cambio real impacta, igualmente, con retardos, en el instrumento de política monetaria al afectar a las variables domésticas, y estos efectos indirectos dan lugar a modificaciones del tipo de interés de menor cuantía y menos erráticas. Así, un esfuerzo importante por parte del banco central para reducir la volatilidad del tipo de cambio, puede provocar incrementos en la volatilidad del crecimiento económico.

En concreto, el banco central no debe responder a fluctuaciones del tipo de cambio cuando la causa de tales variaciones sean factores coyunturales (sean *shocks* reales o financieros). Por ejemplo, una apreciación de la moneda tenderá a provocar dos efectos: una disminución del producto al reducirse las exportaciones netas y una disminución en la inflación al reducirse los precios de los bienes importados. A su vez, esta disminución de la inflación se verá reforzada por la caída en el nivel de producción. De acuerdo con la literatura empírica, estos efectos de la apreciación de la moneda sobre la inflación y el producto ocurrirán con retardos. Así, una apreciación provocará una reducción de los niveles esperados de inflación y producción futuras. Si el banco central sigue una regla de política monetaria que responda a las fluctuaciones de estas variables, esta apreciación del tipo de cambio provocará que los agentes esperen unos tipos de interés a corto plazo menores en el futuro y esas expectativas relativas a los tipos de interés a corto plazo futuros llevarán aparejadas caídas en los tipos de interés a largo plazo acordados hoy por los agentes. Por lo tanto, una apreciación en el tipo de cambio provocará una caída en los tipos de interés a largo plazo en el momento actual, incluso aunque el tipo de cambio no se incluya en la regla de tipos de interés aplicada por el banco central.

Además, la política monetaria no debería responder a choques reales permanentes (por ejemplo, una caída sostenida en el tiempo de la Relación Real de Intercambio o una caída en la productividad nacional), dado que, en este caso, los cambios necesarios en los tipos de interés tendrían efectos adversos sobre el nivel de producción real y la inflación. En este caso, una política fiscal o una política de oferta pueden ser más adecuadas.

En conclusión, de acuerdo con Monhanty y Klau (2004), solo es aconsejable la utilización de la política monetaria ante cambios en el tipo de cambio cuando tales cambios responden a *shocks* financieros permanentes (por ejemplo, retiradas de capitales de inversores extranjeros de forma continuada). En este caso, un incremento en los tipos de interés podría ser una medida apropiada para estabilizar tanto la inflación como el nivel de producción. Por un lado, la depreciación provocada por la retirada de capitales incrementa la demanda externa y los precios, mientras que un tipo de interés más alto reducirá la demanda doméstica y estabilizará el crecimiento del nivel de precios.

Sin embargo, es un hecho indiscutible que muchos países en desarrollo intervienen para estabilizar el tipo de cambio a través de modificaciones de los tipos de interés. Detrás de este comportamiento, podríamos encontrar las siguientes razones: en primer lugar, la principal causa de las depreciaciones en economías emergentes son *shocks* financieros permanentes, que provocan muchas veces elevados niveles de inflación; en segundo lugar, en estas economías los *shocks*

del tipo de cambio tienden a ser largos y persistentes, creando un dilema para el banco central. Si permite que la economía absorba la depreciación del tipo de cambio, podrían dispararse los niveles de inflación, perdiendo credibilidad la política monetaria. Si interviene incrementando los tipos de interés, podrían ser necesarios niveles muy altos del tipo de interés que disminuirían el crecimiento económico. A esto hay que añadir que las economías emergentes presentan, normalmente, un coeficiente de traspaso de tipo de cambio a precios considerablemente alto, como ya hemos indicado.

Por todo ello, valorar la influencia de la estabilización del tipo de cambio en la actuación de los bancos centrales de economías en desarrollo abiertas se convierte en un interesante campo de investigación. En este sentido, distintos trabajos empíricos han tratado de contrastar la importancia que los bancos centrales objeto del presente estudio han dado al tipo de cambio en su gestión de la política monetaria. La Tabla 2 recopila los principales resultados obtenidos:

TABLA 2
EL TIPO DE CAMBIO COMO VARIABLE EXÓGENA DE LA FUNCIÓN DE REACCIÓN
DEL BANCO CENTRAL

Trabajo	Período muestral	Chile	Colombia	Brasil	Perú	México
Mohanty y Klau (2004)	1995-2002	No significativa		Significativa	Significativa	Significativa
Galindo y Catalán (2005)	1982-2004					Significativa, aunque el efecto es reducido
Mendonça (2005)	1999-2004			Significativa		
Galindo y Ros (2008)	1995-2004					Reacción asimétrica del BC*
De Mello, Moccero y Mogliani (2009)	1999-2008	Significativa, aunque el efecto es reducido	Significativa, aunque el efecto es reducido	Significativa, aunque el efecto es reducido		Significativa, aunque el efecto es reducido
Moura y de Carvalho (2010)	1999-2008	No significativa	No significativa	No significativa	No significativa	Significativa
Mello y Moccero (2011)	1996-2006	No significativa	No significativa	No significativa		Significativa
García-Iglesias, Muñoz y Saridakis (2013)	2000-2010					Significativa, aunque el efecto es reducido

* Ha aplicado contracciones monetarias ante las depreciaciones, mientras que no ha respondido con bajadas de los tipos de interés ante apreciaciones.

5. EVIDENCIA EMPÍRICA

En este apartado nos planteamos el análisis de la gestión de la política monetaria realizada por los bancos centrales de Chile, Colombia, Brasil, Perú y México en la etapa posterior al establecimiento del régimen IT. Utilizamos datos trimestrales para el período 2000Q1-2015Q4, en todos los casos, excepto en lo que se refiere a Perú, que adopta de forma plena este esquema de política monetaria en el año 2002, por lo que el período analizado es 2003Q1-2015Q4.

Para dicho propósito, reescribimos la ecuación [8] como:

$$(9) \quad i_t = c_0 + c_1 \tilde{\pi}_{t+4} + c_2 y_t + c_3 e_t + c_4 (\tilde{\pi}_{t+4} y_t) + c_5 e_{t-1} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Es decir, introducimos la ordenada en el origen, el tipo de cambio real (e) como variable exógena, y el término ρi_{t-1} , que refleja el fenómeno conocido como *interest-rate smoothing* (Wieland, 2006; Williams, 2003; Woodford, 2003; Wolman, 2005), según el cual el banco central ajusta el tipo de interés de forma gradual, lo que permite evitar los denominados *first round effects*. Asimismo, en lo relativo a la desviación de la inflación, consideramos que el banco central se fija un horizonte de un año. En lo referido al tipo de cambio, incluimos en el modelo tanto el valor actual de la variable, como el valor de la variable en el período anterior (Ball, 1999; Svensson, 2000; Taylor, 2001).

Estimamos la ecuación [9] utilizando el Método Generalizado de los Momentos (MGM)⁸. Este método resulta una alternativa econométrica adecuada para la estimación de los parámetros profundos en problemas de optimización temporal en presencia de agentes con expectativas racionales. Las pruebas de raíz unitaria Phillips-Perron y Dickey Fuller Aumentada confirman que las series utilizadas son estacionarias, y esto nos permite asegurar que el vector de parámetros estimados a través del MGM con variables instrumentales son fuertemente consistentes, asintóticamente normales y eficientes. Como variables instrumentales, hemos incluido los tres primeros retardos de la desviación de la inflación, la brecha del producto y el tipo de cambio.

En lo relativo a las variables utilizadas: i) el tipo de interés a corto plazo utilizado es la media aritmética de los datos del trimestre de la tasa de política monetaria; ii) como medida de la inflación, empleamos la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumo⁹ y tomamos como dato trimestral la media aritmética de los tres datos mensuales del trimestre. Con respecto al objetivo de inflación, utilizamos el dato publicado por el correspondiente banco central en cada momento; iii) para el cálculo de las desviaciones del nivel de producción respecto a su valor tendencial o brecha del producto medimos el nivel de producción a partir del PIB real y la brecha del producto 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; iv) En lo que hace referencia al tipo de cambio real, utilizamos la tasa de variación intertrimestral

⁸ Una explicación amplia del Método Generalizado de los Momentos puede encontrarse en Favero (2001).

⁹ En el caso de México, utilizamos el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) y en del Brasil, el Índice Nacional de Precios al Consumidor Amplio (IPCA).

del índice del Tipo de Cambio Real Efectivo (TCRE) siendo el dato trimestral la media aritmética de los tres datos mensuales. Esta medida refleja cuál es el valor de una canasta de bienes en el extranjero (numerador) respecto al valor de la misma canasta en el país en cuestión (denominador), por lo tanto un incremento significa depreciación de la moneda.

La información referida a estas variables está disponible en la base de datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), denominada CEPALSTAT. En lo que se refiere al objetivo de inflación, aparece recopilado en las bases de datos de los correspondientes bancos centrales.

El Gráfico 1 muestra la evolución de la inflación, el PIB real y el tipo de cambio real en estos países durante el período analizado. Las variables no coinciden con las utilizadas en el modelo empírico porque consideramos que, a efectos de ver el desempeño económico de estos países y compararlo entre ellos, la evolución del PIB real o de la tasa de inflación tienen un poder explicativo mayor que la evolución de la brecha del producto o de las desviaciones de la inflación.

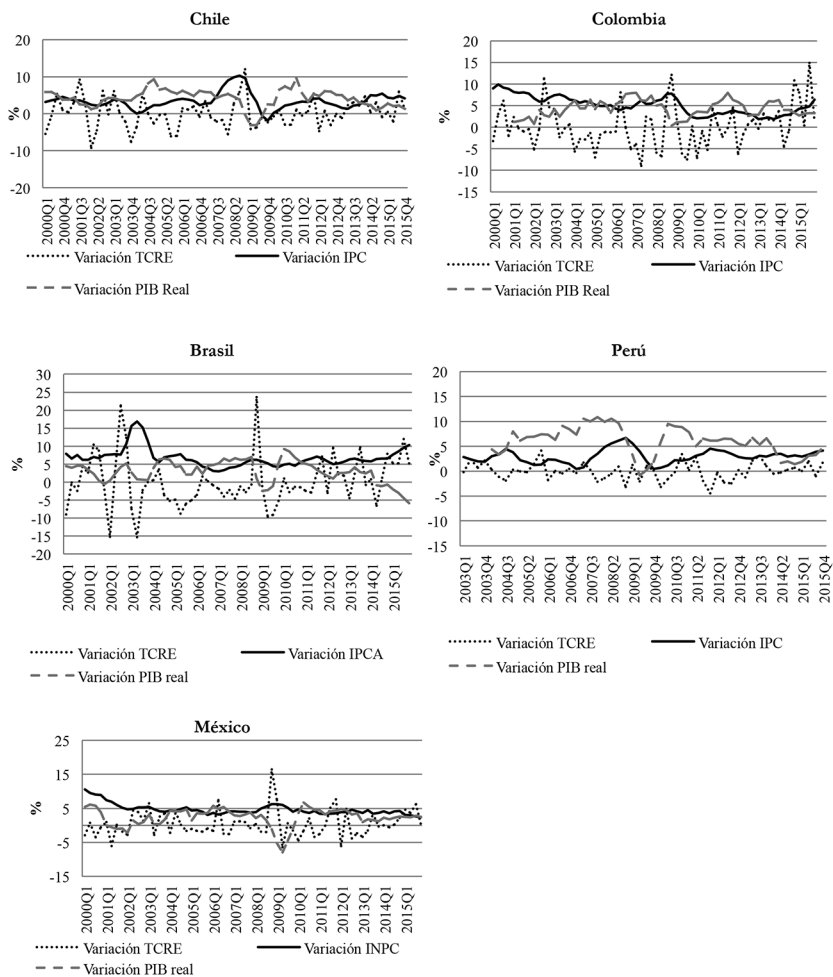
Por lo que se refiere a la evolución del crecimiento económico, los niveles promedios durante el período analizado van desde el 2,36% de México hasta el 5,99% de Perú; Brasil presenta una tasa de variación interanual promedio del PIB real del 2,92%, mientras que en Chile el crecimiento promedio es del 4,14% y en Colombia del 4,26%. En el caso de Colombia, no presenta tasas negativas durante el período analizado, mientras Perú solo lo hace en el segundo trimestre de 2009 y Chile en la etapa que abarca desde el cuarto trimestre de 2008 hasta el tercero de 2009. Brasil sufre un período de recesión en el intervalo 2009Q1-2009Q3 y en el comprendido desde el segundo trimestre de 2014 hasta la actualidad. México presenta una etapa de crecimiento económico negativo en 2001Q2-2002Q1 y 2008Q4-2009Q4. En lo relativo a la evolución de los precios, todos los países analizados han logrado tasas de inflación estables y relativamente reducidas, siendo Brasil y Colombia los que presentan, durante el período estudiado, las tasas promedio más elevadas, 6,73% y 5,09%, respectivamente, mientras que en el caso de México el crecimiento interanual promedio de los precios de los bienes de consumo es del 4,65%, en el caso de Chile es del 3,42% y en el caso de Perú del 2,94%. Además, podemos ver que la volatilidad del tipo del cambio es elevada en todos los casos, con excepción del caso de Perú¹⁰.

La Tabla 3 expone los resultados obtenidos al estimar la ecuación [9].

Por lo tanto, de acuerdo con los resultados obtenidos, la brecha del producto es una variable significativa para explicar el comportamiento de los tipos de interés de intervención de todas las autoridades monetarias analizadas, aunque el valor del coeficiente correspondiente es, como es esperable, inferior al relativo a la desviación de la inflación respecto al nivel marcado como meta.

¹⁰ En el período 2000Q1-2015Q4, la volatilidad del real brasileño fue del 6,85%; del peso mexicano, del 3,83%; del peso chileno, del 3,74%; del peso colombiano, del 4,68% y del peso peruano, del 1,80% (en este caso, para el período 2003Q1-2015Q4). Como referencia, diremos que la volatilidad del dólar estadounidense fue del 2,26%, en el período 2000Q1-2015Q4 y del 2,40 en el período 2003Q1-2015Q4. Medimos la volatilidad como la desviación típica de las variaciones intertrimestrales del índice de tipo de cambio efectivo real.

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LAS PRINCIPALES VARIABLES MACROECONÓMICAS EN LOS
PAÍSES ANALIZADOS



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos obtenidos del sitio en internet de CEPAL http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e

En cuanto al coeficiente que mide la aversión del banco central a las desviaciones de la inflación, destaca el caso de México, donde presenta un valor superior a uno. Es decir, México parece haber aplicado en el período 2000-2015 una política monetaria especialmente restrictiva.

Por lo que se refiere al tipo de cambio, solo se presenta como variable significativa al estimar la regla de política monetaria aplicada por Chile. Es decir, en el caso de Colombia, Brasil, Perú y México, el banco central no incluye de forma explícita el tipo de cambio en su regla de política monetaria, aunque

TABLA 3
REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA ESTIMADAS

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_3e_t + c_4(\tilde{\pi}_{t+4}y_t) + c_5e_{t-1} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$								
Chile (2000Q1-2015Q4)								
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_3$	$\hat{c}_4$	$\hat{c}_5$	$\hat{\rho}$	J	R^2
1,037904 (2,92754) [0,0051]	0,220714 (3,22196) [0,0022]	0,021471 (2,68280) [0,0098]	0,109910 (1,98181) [0,0529]	-0,052440 (-1,94823) [0,0569]	0,105045 (2,41485) [0,0194]	0,732063 (8,48909) [0,0000]	4,222080	0,798042
Colombia (2000Q1-2015Q4)								
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_3$	$\hat{c}_4$	$\hat{c}_5$	$\hat{\rho}$	J	R^2
0,072118 (0,14494) [0,8854]	0,347594 (2,83612) [0,0066]	0,308238 (2,22623) [0,0306]	-3,452759 (-0,77828) [0,4401]	-0,075712 (0,21059) [0,6087]	0,516000 (0,21059) [0,8341]	0,947655 (10,9143) [0,0000]	6,352790	0,910027
Brasil (2000Q1-2015Q4)								
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_3$	$\hat{c}_4$	$\hat{c}_5$	$\hat{\rho}$	J	R^2
2,203124 (2,52147) [0,0149]	0,413027 (1,87691) [0,0663]	0,236639 (2,48113) [0,0164]	0,165336 (1,27858) [0,2068]	-0,126631 (-2,42652) [0,0188]	0,015323 (0,26124) [0,7950]	0,783979 (12,3491) [0,0000]	5,558600	0,794778
Perú (2003Q1-2015Q4)								
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_3$	$\hat{c}_4$	$\hat{c}_5$	$\hat{\rho}$	J	R^2
0,388066 (0,95255) [0,3470]	0,236184 (2,32948) [0,0254]	0,144594 (2,13377) [0,0396]	-0,008570 (-0,07802) [0,9382]	-0,089035 (-1,93142) [0,0611]	-0,089473 (-0,89531) [0,3764]	0,871329 (8,04012) [0,0000]	4,225960	0,689525
México (2000Q1-2015Q4)								
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_3$	$\hat{c}_4$	$\hat{c}_5$	$\hat{\rho}$	J	R^2
2,486379 (3,50051) [0,0010]	1,026920 (2,23939) [0,0294]	0,55965 (1,80602) [0,0767]	0,108031 (0,76075) [0,4505]	-0,221813 (-0,83733) [0,4065]	0,086166 (0,63767) [0,5267]	0,570901 (5,74000) [0,0000]	4,003769	0,697327

Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores. Teniendo en cuenta que el conjunto de instrumentos y, por lo tanto, el número de condiciones de ortogonalidad, excede el de parámetros a estimar, empleamos el test de Hansen, que puede implementarse utilizando el estadístico J, que se distribuye asintóticamente como una distribución de probabilidad χ^2 con I-R grados de libertad, donde I es el número de instrumentos y R el número de regresores. Si se cumple que $J < \chi^2_{I-R}$, entonces no se rechaza la hipótesis nula y las restricciones de sobreidentificación no implican que exista evidencia en contra del modelo económico propuesto y, por tanto, éste se encuentra correctamente especificado. Dado que $P(\chi^2_6 \leq 12,6) = 0,95$, como $J \leq 12,6$ en todos los casos, no rechazamos la hipótesis nula de validez de las variables instrumentales utilizadas.

las variaciones en esta variable sí serán tenidas en cuenta en cuanto provocan cambios en las dos variables sí incluidas expresamente en la regla: la inflación y la brecha del producto.

En lo relativo al coeficiente c_4 , rechazamos la hipótesis de nulidad de dicho coeficiente en el caso de Chile, Brasil y Perú con un nivel de significación inferior al 10%. Es decir, los bancos centrales de estos países parecen haber aplicado un comportamiento asimétrico según las desviaciones del nivel de inflación y/o la brecha del producto fuesen positivas o negativas, mientras que Colombia y México parece haber adoptado una regla de política monetaria lineal.

Como se indicó anteriormente, el comportamiento asimétrico puede tener su origen en una curva de Phillips convexa o en una función de preferencias asimétrica del banco central. Así pues, consideramos necesaria la contrastación de la naturaleza de la relación entre el output gap y los precios para Chile, Brasil y Perú. Por ello, hemos estimado, por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la ecuación [10], obtenida a partir de las ecuaciones [3] y [4]:

$$(10) \quad \Delta\pi_t = \alpha\tilde{y}_{t-1} + \alpha\phi\tilde{y}_{t-1}^2 + u_{\pi,t}$$

Si bien los resultados obtenidos en cada uno de los países (véase Tabla 4) presentan los signos correctos para una curva de Phillips con pendiente positiva y convexa, el grado de significación estadística no resulta concluyente en relación a la convexidad de la misma, obteniéndose p-valores ligeramente por encima de 0,10. Este resultado sugiere que el comportamiento asimétrico puede tener su origen en las preferencias no lineales de estas autoridades monetarias en su intento de labrarse una reputación antiinflacionista, conducta propia de los bancos centrales cuando adoptan la estabilidad de precios como objetivo fundamental de la política monetaria (Gali *et al.*, 2004). De todas formas, los p-valores obtenidos junto con el hecho de que la estimación de la curva de Phillips no es una tarea sencilla, fundamentalmente porque las dos variables relacionadas –expectativas de inflación y output gap– no son directamente observables (Dupasquier y Ricketts, 1998), nos indican que la respuesta podría ser una combinación de ambas causas.

Teniendo en cuenta que el comportamiento asimétrico del banco central se puede mostrar a través de su reacción ante las desviaciones de la inflación o del output gap, reformulamos la regla de política monetaria [9], de manera que nos permita determinar en qué medida la autoridad monetaria manifiesta una mayor aversión a las desviaciones positivas o negativas de la inflación o de la producción. Para ello incluimos las variables ficticias D^π y D^y , multiplicando a las variables explicativas correspondientes:

$$(11) \quad i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_1^*D_{t+4}^\pi\tilde{\pi}_{t+4} + c_2^*D_t^y y_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde:

$$D^\pi = \begin{cases} 0, & \text{si } \tilde{\pi}_{t+4} < 0 \\ 1, & \text{en otro caso} \end{cases} \quad D^y = \begin{cases} 0, & \text{si } y_t < 0 \\ 1, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

TABLA 4
ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE PHILLIPS

	$\Delta \pi_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \alpha \phi \tilde{y}_{t-1}^2 + u_{\pi,t}$	
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\phi}$
Chile	0,086137 (1,702773) [0,0937]	0,074346 (1,595087) [0,1160]
Brasil	0,028963 (1,85866) [0,0680]	0,120925 (1,620876) [0,1103]
Perú	0,060982 (2,315345) [0,0249]	0,061840 (1,567018) [0,1237]

Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores.

Por lo tanto:

$$\frac{\partial i_t}{\partial \tilde{\pi}_{t+4}} = \begin{cases} c_1, & \text{si } \tilde{\pi}_{t+4} \leq 0 \\ c_1 + c_1^*, & \text{si } \tilde{\pi}_{t+4} > 0 \end{cases} \quad \frac{\partial i_t}{\partial y_t} = \begin{cases} c_2, & \text{si } y_t \leq 0 \\ c_2 + c_2^*, & \text{si } y_t > 0 \end{cases}$$

La Tabla 5 resume los resultados de la estimación por MCO de la ecuación [11] para los países que parecen haber mostrado un comportamiento asimétrico (Chile, Brasil y Perú).

Los datos recogidos en la Tabla 5 nos confirman lo esperado para Brasil y Perú. Los bancos centrales de estas economías, posiblemente buscando labrarse una reputación anti-inflacionista, mostraron una mayor aversión a la inflación por encima del nivel objetivo que por debajo (coeficiente c_1^* positivo y estadísticamente significativo), mientras que no adoptaron un comportamiento asimétrico respecto a la evolución de la brecha del producto (coeficiente c_2^* no significativo). Sin embargo, en el caso de Chile, su comportamiento es sustancialmente distinto. Tanto c_1^* como c_2^* son estadísticamente significativos y negativos. Un coeficiente c_2^* negativo, parece mostrar que el Banco Central de Chile modifica el tipo de interés con mayor intensidad ante situaciones de recesión económica que de expansión económica, de forma que, ante una caída en el nivel de producción, la bajada que lleva a cabo en el tipo de interés es mayor en una etapa en la que el producto se sitúa por debajo del tendencial a cuando es un período de bonanza económica y, de manera equivalente, un coeficiente c_1^* negativo muestra que la autoridad monetaria chilena, ante incrementos del nivel de precios, incrementa los tipos de interés con mayor intensidad cuando la tasa de inflación está por debajo del nivel marcado como meta que cuando está por encima.

TABLA 5
REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA ESTIMADAS

$i_t = c_0 + c_1\tilde{\pi}_{t+4} + c_2y_t + c_1^*D_{t+4}^{\pi}\tilde{\pi}_{t+4} + c_2^*D_t^y y_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$						
Chile (2000Q1-2015Q4)						
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_1^*$	$\hat{c}_2^*$	$\hat{\rho}$	R^2
1,133659 (4,537322) [0,0000]	0,384746 (3,804334) [0,0004]	0,170690 (2,434662) [0,0182]	-0,355101 (-2,830132) [0,0065]	-0,185018 (-1,799478) [0,0774]	0,808338 (15,41595) [0,0000]	0,869284
Brasil (2000Q1-2015Q4)						
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_1^*$	$\hat{c}_2^*$	$\hat{\rho}$	R^2
1,328515 (2,710814) [0,0090]	0,616031 (7,721606) [0,0000]	0,163604 (2,807049) [0,0072]	0,184170 (2,484545) [0,0162]	-0,029565 (-0,316240) [0,7531]	0,851706 (27,74139) [0,0000]	0,958301
Perú (2003Q1-2015Q4)						
$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_1^*$	$\hat{c}_2^*$	$\hat{\rho}$	R^2
0,834576 (2,554383) [0,0144]	0,353047 (1,729743) [0,0897]	0,324001 (2,563772) [0,0133]	0,123914 (1,740974) [0,0890]	-0,047090 (-0,416681) [0,6790]	0,732415 (8,601635) [0,0000]	0,824407

Entre paréntesis el estadístico t de Student, y entre corchetes el nivel de significación mínimo para que se rechace la hipótesis de nulidad de los coeficientes de los regresores.

Por último, y por centrarse nuestro estudio en un período de importantes turbulencias en los mercados financieros a nivel mundial, consideramos que puede contribuir a la investigación en este terreno la realización de un análisis de estabilidad. Asimismo, la gestión de la política monetaria, al igual que de otras políticas económicas, en América Latina, conducen, en muchos casos, a resultados inestables y volátiles. Aunque los shocks externos juegan un importante papel, las políticas internas son también cruciales (Chumacero y Fuentes, 2006). En la medida en que las rupturas estructurales marquen un cambio en la relación entre las variables objeto de estudio, el análisis de estabilidad adquiere una relevancia crucial.

Con el propósito de aproximar las posibles fechas de rupturas estructurales, en el caso de que existan, aplicamos el método de residuos recursivos a la estimación MCO de la ecuación [9]. El Gráfico 2 muestra como posibles fechas de cambio estructural (valor temporal correspondiente al residuo que más sobrepasa las bandas de confianza): Brasil 2003Q4, Chile 2009Q1, Colombia 2004Q2 y 2009Q2, México 2005Q1 y Perú 2009Q3.

A continuación, aplicamos el test de Chow en los puntos detectados de cambio estructural para corroborar los resultados, que se muestran en la Tabla 6. Para un nivel de significación del 10%, se confirma la existencia de ruptura estructural en todos los países analizados, excepto en el caso de Perú.

GRÁFICO 2
CONTRASTE DE CAMBIO ESTRUCTURAL. MÉTODO DE LOS RESIDUOS
RECURSIVOS

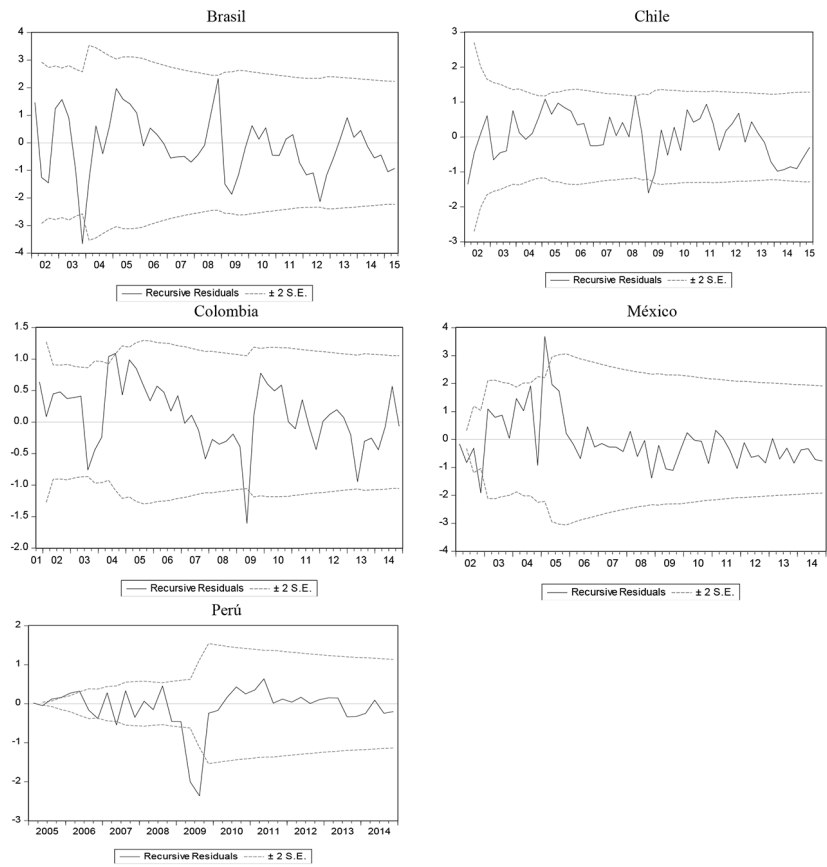


TABLA 6
RESULTADOS TEST DE CHOW

País	Punto de posible ruptura estructural	Estadístico-F	p-valor
Brasil	2003Q4	1,871954	0,0957
Chile	2009Q1	2,012463	0,0733
Colombia	2004Q2	6,439020	0,0001
	2009Q2	3,203525	0,0102
México	2005Q1	7,711064	0,0000
Perú	2009Q3	1,560090	0,1821

Dado que en este trabajo, se utilizó MGM para la estimación de la ecuación [9], estudiamos la posible existencia de rupturas estructurales a través de estadísticos más orientados a las ecuaciones estimadas por este método. Seguimos la metodología propuesta por Hall (2005) para el caso de puntos de ruptura desconocidos, y utilizamos los estadísticos de Andrews-Fair (1998) Wald, Andrews-Fair LR-type y el Hall and Sen (1999) O. Los dos primeros testan la hipótesis nula de ausencia de rupturas estructurales. El tercero testa la hipótesis nula de que las restricciones de sobre-identificación son estables a través de toda la muestra. Los resultados de la Tabla 7 muestran, como en el caso del test de Chow para la estimación por MCO, la existencia de ruptura estructural en todos los países, excepto en el caso de Perú, donde el p-valor del estadístico Andrews-Fair Wald se sitúa por encima de 0,12 y el estadístico Hall and Sen O resulta sensiblemente inferior al obtenido en los restantes países.

A la vista de estos resultados, hemos estimado de nuevo la ecuación [9] para el período posterior a los puntos de ruptura estructural. Las estimaciones obtenidas muestran evidencia de la persistencia de la asimetría en el caso de Chile, pero no así en el caso de Brasil, donde los resultados obtenidos son compatibles con el paso a un esquema de regla de tipos de interés tayloriana lineal. Para el caso de Colombia y México, se mantiene una regla no asimétrica.

TABLA 7
TEST DE RUPTURA ESTRUCTURAL DE LAS REGRESIONES
ESTIMADAS POR EL MGM

País y fecha de posible ruptura	Estadísticos	Valor (Chi-cuadrado)	p-valor
Brasil (2003Q4)	Andrews-Fair Wald	16,28103	0,0227
	Hall and Sen O	7,530919	0,8206
Chile (2009Q1)	Andrews-Fair Wald	42,88857	0,0000
	Andrews-Fair LR-type D	101,2188	0,0000
	Hall and Sen O	13,34796	0,3443
Colombia (2004Q2)	Andrews-Fair Wald	1544,163	0,0000
	Andrews-Fair LR-type D	332745,6	0,0000
	Hall and Sen O	11,43274	0,6518
Colombia (2009Q2)	Andrews-Fair Wald	115,0604	0,0000
	Andrews-Fair LR-type D	515,8070	0,0000
	Hall and Sen O	11,32894	0,6600
México (2005Q1)	Andrews-Fair Wald	61,19162	0,0000
	Andrews-Fair LR-type D	519,4275	0,0000
	Hall and Sen O	10,30622	0,5891
Perú (2009Q3)	Andrews-Fair Wald	11,40846	0,1218
	Hall and Sen O	14,97634	0,2427

6. CONCLUSIONES

La adopción de un régimen puro de objetivos de inflación por parte de los bancos centrales de Chile, Colombia, Brasil, México y Perú supuso el cumplimiento de las premisas que implica este esquema de política monetaria, entre las que se encuentran la independencia del banco central, fijar como objetivo único la estabilidad de precios y establecer una meta para el nivel de la inflación y hacerla pública. A pesar de ello, los resultados confirman que estos bancos centrales, en el período que abarca desde el establecimiento pleno de este esquema monetario hasta la actualidad, han tenido en cuenta el crecimiento económico en su gestión de la política monetaria. Esta sería una decisión correcta de acuerdo con determinadas críticas al régimen de inflación objetivo, según las cuales el hecho de olvidar el objetivo de estabilidad del nivel de producción supone, en muchos de los países que aplican este esquema monetario, la reducción del producto durante el período de desinflación.

En este trabajo planteamos también la posibilidad de que estos bancos centrales hayan aplicado un comportamiento asimétrico, es decir que hayan reaccionado con distinta intensidad ante desviaciones positivas o negativas del nivel de inflación y/o del crecimiento económico respecto al nivel marcado como objetivo. En concreto, en un contexto de búsqueda de credibilidad en el cumplimiento del objetivo de la estabilidad de precios, sería lógico pensar que estas autoridades monetarias pudieron haber aplicado un incremento en los tipos de interés cuando la tasa de inflación se situaba por encima del nivel objetivo de mayor cuantía que la bajada correspondiente cuando el incremento de los precios se situaba por debajo del nivel marcado como meta, siendo las desviaciones del mismo valor absoluto. Los resultados obtenidos parecen mostrar que este fue el comportamiento adoptado por Brasil y Perú, mientras Colombia y México aplican una política monetaria lineal.

Por lo que se refiere a Chile, adopta un comportamiento asimétrico, pero de signo contrario al de Brasil y Perú, con el objetivo de apoyar el crecimiento económico, es decir, ha reaccionado con mayor intensidad ante recesiones económicas que ante situaciones en las que el producto se situaba por encima de su nivel tendencial. Detrás de este comportamiento puede estar el hecho de que la inflación era en Chile un problema menos severo que en otras economías. Durante los 90s, la tasa de inflación promedio en Chile fue del 11,79% y en el momento de la adopción plena del régimen IT era del 2,94%, cifras sensiblemente inferiores a las que presentan otros *inflation targeter*. Asimismo, si exceptuamos el período 2007Q4-2008Q4, donde todos los trimestres observamos tasas superiores al 7%, la inflación promedio en Chile en el período 2000Q1-2015Q4 fue del 2,93%. Esto le permitió aprovechar las ventajas de este esquema monetario, en cuanto a independencia y credibilidad del banco central y, a la vez, prestar una gran atención al crecimiento económico.

Respecto de las razones que pueden dar origen a la presencia de asimetrías, los resultados de la estimación de la curva de Phillips no son concluyentes. Este hecho nos permite concluir que la causa de los comportamientos no lineales que muestran los bancos centrales de Chile, Perú y Brasil podría estar en la función de preferencias de dichas autoridades monetarias o en una combinación de ambas causas y no solamente en la estructura de la economía.

Por último, en cuanto al tipo de cambio, para el período analizado, parece que, de los países estudiados, solo Chile ha tenido en cuenta expresamente la evolución del tipo de cambio a la hora de gestionar la política monetaria. Los resultados obtenidos para Perú, México, Brasil y Colombia apoyarían la tesis según la cual las autoridades monetarias tendrán en cuenta las variaciones en el tipo de cambio por sus efectos sobre la inflación y el crecimiento económico, pero no deben incorporar esta variable en la regla de política monetaria, dado que un esfuerzo elevado por parte del banco central para reducir la volatilidad cambiaria, puede provocar incrementos en la volatilidad del crecimiento económico.

El período estudiado se caracteriza por la presencia de fuertes turbulencias, sobre todo a raíz de la profunda crisis financiera y económica iniciada entre 2007 y 2008. Este marco de incertidumbre se manifiesta a través de la presencia de alguna ruptura estructural en la relación entre la variable dependiente y las variables explicativas. Por todo ello, los resultados deben ser tomados con cautela.

La estimación de la ecuación [9] para el período posterior a los puntos de ruptura estructural, muestra evidencia de la persistencia de la asimetría en el caso de Chile. En el caso de Brasil, los resultados obtenidos son compatibles con el paso a un esquema de regla de Taylor lineal. La linealidad persiste para los casos de Colombia y México.

REFERENCIAS

- Aguiar, A. y Martins, M.M.F. (2008). "Testing for Asymmetries in the Preferences of the Euro-area Monetary Policymaker", *Applied Economics*, Vol. 40 (13); 1651-1667.
- Albagli, E., Naudon, A. y R. Vergara. (2015). "Inflation Dynamics in LATAM: A Comparison with Global Trends and Implications for Monetary Policy", Documento de Política Económica N° 58, Banco Central de Chile.
- Andrews, D.W.K. y Fair, R.C. (1988). "Inference in nonlinear econometric models with structural change", *Review of Economic Studies*, Vol. 55; 615-640.
- Aragón, E.K. y Bezerra, G. (2013). "Testing asymmetries in Central Bank preferences in a small open economy: A study for Brazil", *Economía*, Vol. 14 (2); 61-76.
- Armas, A. y Grippa, F. (2005). "Targeting Inflation in a Dollarized Economy: The Peruvian Experience", *Inter-American Development Bank. Working Paper* 538.
- Arestis, P., de Paula, L.F. y Ferrari-Filho, F. (2008). "Inflation targeting in Brazil", *The Levy Economics Institute Working Paper* N° 544.
- Ball, L. (1999). "Policy Rules for Open Economies". En Taylor, J.B. (ed.) *Monetary Policy Rules*. Chicago: University of Chicago Press; 127-156.
- Banco Central de Chile. *Política monetaria*. Objetivos de inflación. Descargado de: http://www.bcentral.cl/es/faces/pmonetaria?_afz-Loop=288795159821092&_afzWindowMode=0&_afzWindowId=13vg3hi36m_340#!%40%40%3F_afzWindowId%3D13vg3hi36m_340%26_afzLoop%3D288795159821092%26_afzWindowMode%3D0%26_adf.ctrl-state%3D13vg3hi36m_500
- Banco Central de Reserva del Perú. *Política monetaria*. Objetivos de inflación. Descargado de <http://www.bcrp.gob.pe/politica-monetaria.html>.

- Banco Central do Brasil. *Histórico de Metas para a Inflação no Brasil*. <http://www.bcb.gov.br/Pec/metas/TabelaMetaseResultados.pdf>
- Banco de la República de Colombia (2015). El proceso de toma de decisiones de política monetaria, cambiaria y crediticia del Banco de la República.
- Banco de la República de Colombia. Estadísticas. *Meta de inflación*. <http://www.banrep.gov.co/es/meta-inflacion>
- Banco de México. *Política monetaria e inflación*. Objetivos de inflación. Descargado de <http://www.banxico.org.mx/politica-monetaria-e-inflacion/index.html>.
- Barbosa-Filho, N.H. (2008). "Inflation targeting in Brazil: 1999-2006", *International Review of Applied Economics*, Vol. 22 (2); 187-200.
- Barros-Campello, E., Pateiro-Rodríguez, C. y García-Iglesias, J.M. (2015). "Buscando simetrías y asimetrías en la política monetaria de la Reserva Federal: 1966-2012", *Investigación Económica*, Vol. LXXIV (291); 21-52.
- Barros-Campello, E., Pateiro-Rodríguez, C. y Salcines-Cristal, J.V. (2016a). "¿Existe evidencia de asimetrías en la gestión de la política monetaria por parte del Banco Central Europeo? (1999-2014)", *El Trimestre Económico*, Vol. LXXXIII (331); 537-564.
- Barros-Campello, E., Pateiro-Rodríguez, C. y Salcines-Cristal, J.V. (2016b). "Los productos financieros derivados y la política monetaria: evidencia para la Reserva Federal (2000-2015)", *Cuadernos de Economía*, Vol. 39 (109); 1-31.
- Batini, N. y Laxton, D. (2006). "Under What Conditions Can Inflation Targeting Be Adopted? The experience of Emerging Markets", *Banco Central de Chile*. Documentos de Trabajo, N° 406.
- Bec, F., Salem, M. B. y Collard, F. (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 (2), Article 3.
- Bernal G.L., y J. Táutiva. (2011). "Datos en tiempo real: una aplicación a la regla de Taylor en Colombia", *Revista de Economía Institucional*, Vol. 13 (24); 373-394.
- Bernanke, B.S., y F.S. Mishkin. (1997). "Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11; 97-116.
- Blanchard, O., G. Dell'Ariccia, y P. Mauro. (2010). "Rethinking Macroeconomic Policy", *International Monetary Fund Staff Position Note*, February 12, 2010 SPN/10/03.
- Calvo, G., y C. Reinhart. (2000). "Fear of Floating", *National Bureau of Economic Research Working Paper* N° 7993.
- Chumacero, R. A., y Fuentes, J. R. (2006). "Economic growth in Latin America: structural break or fundamentals?", *Estudios de Economía*, Vol. 33 (2); 141-154.
- Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M. (1998). "Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence", *European Economic Review*, Vol. 42; 1033-67.
- Cepalstat. *Base de datos y publicaciones estadísticas*. http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e
- Corbo, V., Landerretche, O. y Schmidt-Hebbel, K. (2002). "Does Inflation Targeting Make a Difference?", En Loayza, N. y Soto, R. (eds.), *Inflation*

- Targeting: Design, Performance, Challenges*. Central Bank of Chile; 221-269.
- Cukierman, A. (2000). "The Inflation Bias Result Revisited", Tel-Aviv University, Mimeo.
- Cukierman, A. (2004). "Non Linearities in Taylor Rules – Causes, Consequences and Evidence", *Revista de Economía*, Segunda Época, Vol. 11 (2), Banco Central del Uruguay, Noviembre 2004; 79-110.
- Cukierman, A., y Muscatelli, A. (2007). "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; 1-29.
- Dancourt, O. (2014). "Inflation Targeting in Peru: the Reasons for the Success", *Documento de Trabajo* N° 386. Departamento de Economía. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- De Dios, J., y Salazar, C. (2007). "Explaining Inflation and Output Volatility in Chile: an Empirical Analysis of Forty Years", Universidad Carlos III de Madrid. Working Paper 07-15. Statistic and Econometric Series 05.
- Dolado, J.J., María-Dolores, R. y Ruge-Murcia, F.J. (2002). "Nonlinear Monetary Policy Rules: Some new evidence for the U.S.", Universidad Carlos III de Madrid, Working Papers Economics Series N° 10.
- Dolado, J.J., María-Dolores, R. y Naveira, M. (2005). "Are Monetary-Policy Reaction Functions Asymmetric? The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve", *European Economic Review*, Vol. 49 (2); 485-503.
- Dupasquier, C. y Ricketts, N. (1998). "Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship". En *Price Stability, Inflation Targets, and Monetary Policy: Proceedings of a Conference held by the Bank of Canada in May, 1997*, 131-173. Ottawa: Bank of Canada.
- Echavarría, J.J, Rodríguez, N. y Rojas, L.E. (2011). "La Meta del Banco Central y la persistencia de la inflación en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, Vol. 29 (65); 198-222.
- Eichengreen, B. (2002). "Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?", Working Papers Series N° 36. Brasília: Banco Central do Brasil.
- Fraga, A., Goldfajn, I. y Minella, A. (2004). "Inflation Targeting in Emerging Market Economies", En Gertler, M., y K. Rogoff. (eds.). *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual 2003*, Volume 18, The MIT Press; 365-416.
- Galí, J., Gerlach, S., Rotemberg, J., Uhling, H. y Woodford, M. (2004). "The Monetary Policy Strategy of the ECB Reconsidered", *Center for Economic Policy Research*. Londres.
- Galindo, L.M. y Catalán, H. (2005). "The Taylor Rule and the Exchange Rate in Mexico (an empirical appraisal)", *Revista Mexicana de Economía y Finanzas REMEF*, Vol. 4 (2); 115-125.
- Galindo, L.M. y Ros, J. (2008). "Alternatives to inflation Targeting in Mexico", *International Review of Applied Economics*, Vol. 22 (2); 201-214.
- García, C.J., Restrepo, J.E. y Roger, S. (2011). "How much should inflation targeters care about the exchange rate?", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 30; 1590-1617.
- García Iglesias, J.M. y Pateiro Rodríguez, C. (2009). "Análisis de la estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo (1999-2005)", *El Trimestre Económico*. Vol. LXXVI (1); 181-214.

- García Iglesias, J.M., Pateiro Rodríguez, C. y Salcines Cristal, J.V. (2013). “¿Son asimétricas las reacciones de política monetaria de un banco central? El caso del BCE”, *Investigación Económica*, Vol. LXXII (284); 3-22.
- García Iglesias, J.M., Muñoz, R. y Saridakis, G. (2013). “Did the Bank of Mexico Follow a Systematic Behaviour in its Transition to an Inflation Targeting Regime?”. *Applied Financial Economics*, Vol. 23 (14); 1205-1213.
- García-Solanes J. y Torrejón-Flores, F. (2012). “Inflation targeting works well in Latin America”, *CEPAL REVIEW*, Vol. 106; 37-53.
- Gómez, J., Uribe, J.D. y Vargas, H. (2002). “The Implementation of Inflation Targeting in Colombia”, *Borradores de Economía*. Banco de la República. N° 202.
- Hall, A.R y Sen, A. (1999). “Structural stability testing in models estimated by generalized method of moments”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17; 335-348.
- Hall, A.R. (2005). Generalized method of moments. Advanced texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Hernández, J. (2015). “Revisión de algunas estimaciones recientes del traspaso del tipo de cambio a los precios en México”, *Ensayos sobre Política Económica*, Vol. 33; 190-196.
- Hodrick, R.J. y Prescott, E. (1997). “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29(1); 1-16.
- Ikeda, T. (2010). “Asymmetric Preferences for Monetary Policy Rules in the Visegrad Four and the Financial Crisis”, *Economics Bulletin*, Vol. 30 (3); 2160-2188.
- Londoño, A.F., Tamayo, J.A. y Velásquez, C.A. (2012). “Dinámica de la política monetaria e inflación en Colombia: Una aproximación FAVAR”, *Ensayos sobre Política Económica*, Vol. 30 (68); 12-71.
- Mello, L., Moccero, D. y Mogliani, M. (2009). “Do Latin American Central Bankers Behave Non-Linearly? The Experiences of Brazil, Chile Colombia and Mexico”, *OECD Economics Department Working Paper*, 679.
- Mello, L., y Moccero, D. (2011). “Monetary policy and macroeconomic stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 30; 229-245.
- Mendonça, H. (2005). “O Efeito dos Preços Administrados na Taxa de Juros Brasileira”, *Proceedings of X Encontro Nacional de Economia Política*. Campinas, Brazil: Sociedade de Economia Política.
- Mishkin, F. y Savastano, M. (2001). “Monetary Policy Strategies for Latin America”, *Journal of Development Economics*, Vol. 66; 415-444.
- Mishkin, F. (2002). “From Monetary Targeting to Inflation Targeting: Lessons from the Industrialized Countries”. *The World Bank, Policy Research Working Paper* N° 2684.
- Mishkin, F.S. y Schmidt-Hebbel, K. (2007). “Does Inflation Targeting Make a Difference?”, *National Bureau of Economic Research Working Paper* 12876.
- Mohanty, M.S. y Klau, M. (2004). “Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidences”, *Bank for International Settlements Working Paper* 149.
- Moura, M.I. y Carvalho, A. (2010). “What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America?”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 32; 392-404.

- Nobay, A.R. y Peel, D.A. (2000). "Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve", *Economics Letters*, Vol. 67; 159-164.
- Nobay, A.R. y Peel, D.A. (2003). "Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences", *The Economic Journal*, Vol. 113; 657-665.
- Quintero Otero, J.D. (2015). "Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo", *Ensayos sobre política económica*, Vol. 33; 61-75.
- Rossini, R., y Vega, M. (2007). "El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso de Perú entre 1996 y 2006", Banco Central de Reserva del Perú. Serie de Documentos de Trabajo N° 017.
- Ruge-Murcia, F. J. (2001). "Inflation Targeting under Asymmetric Preferences", Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.), CAHIER 04-2001.
- Saadon, Y., Ben David, N., Benzion, U. y Shiffer, Z. (2008). "Asymmetric Preferences and the Central Bank's Interest Rate", *Journal of Money, Investment and Banking*, Vol. 5; 67-84.
- 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; 361-386.
- Schmidt-Hebbel, K. y Tapia, M. (2002). "Monetary Policy Implementation and Results in Twenty Inflation-Targeting Countries", *Central Bank of Chile. Working Papers* N° 166.
- Surico, P. (2003). "Asymmetric Reaction Functions for the Euro Area", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 19 (1); 44-57.
- Surico, P. (2007a). "The Monetary Policy of the European Central Bank", *Scand. J. of Economics*, Vol. 109 (1); 115-135.
- Surico, P. (2007b). "The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences", *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 31; 305-324.
- Svensson, L.E.O. (1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review*, Vol. 41; 1111-1146.
- Svensson, L. E.O. (2000). "Open-Economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics*, Vol. 50 (1); 155-83.
- Svensson, L.E.O. (2003). "What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules", *Journal of Economic Literature*, Vol. XLI; 426-477.
- Svensson, L. E. O. (2010). "Inflation Targeting", *Bank of International Settlements Working Paper* 16654.
- Sznajderska, A. (2012). "Asymmetric effects in a monetary policy rule. The case of Poland", *National Bank of Poland Working Papers*, 125.
- Taylor, J.B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39; 195-214.

- Taylor, J.B. (2001). "The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules", *Policy Implications of Macroeconomic Research*, Vol. 91 (2); 263-267.
- Urrutia, M., Hofstetter, M. y Hamann, F. (2014). "Inflation Targeting in Colombia, 2002-2012", *IDB Working Paper Series* N° IDB-WP-487.
- Valdés, R. (2007). "Inflation Targeting in Chile: Experience and Selected Issues", *Economic Policy Papers*. Central Bank of Chile, N° 22.
- Villa E., Misas, y M.A., Giraldo, A. (2014). "Inflation targeting and an optimal Taylor rule for an open economy: evidence for Colombia 1990-2011", *Latin American Journal of Economics*, Vol. 51 (1); 41-83.