

A PERSISTÊNCIA ESTATÍSTICA DA INFLAÇÃO NA COLÔMBIA*

JUAN JOSÉ ECHAVARRÍA
ENRIQUE LÓPEZ
MARTHA MISAS

*Os autores são, na ordem: o codiretor do Banco de la República, investigador principal do Banco de la República e professora titular da Pontificia Universidad Javeriana.

Os pontos de vista constantes neste documento não comprometem o Banco de la República nem a sua Diretoria. Os autores agradecem a colaboração de Leonardo Bonilla M., Andrés Giraldo P., Norberto Rodríguez N. e Luis Eduardo Rojas D.

Endereço eletrônico:
jechavso@banrep.gov.co;
Elopezen@banrep.gov.co;
mmisas@javeriana.edu.co.

Documento recebido:
no dia 21 de dezembro de
2010; versão final aceita
no dia 4 de maio de 2011.

Neste documento, são discutidos os diferentes fatores estruturais que poderiam explicar a persistência da inflação e são avaliadas formas alternativas de calculá-la. Com base nas “melhores” metodologias, é apresentada a evolução da persistência, tanto para o nível como para a brecha da inflação na Colômbia no período 1990-2010, mediante um modelo de mudança de regime e de um filtro de Kalman. Podemos concluir que o regime de inflação-meta, adotado em 1999, permitiu reduzir a média e a variância da inflação, mas não modificou a persistência estatística de maneira significativa.

Classificação JEL: E31, E52, E58, C22, C24.

Palavras chave: inflação, persistência da inflação, modelos de mudança de regime, filtro de Kalman, Colômbia.

STATISTICAL INFLATION PERSISTENCE IN COLOMBIA*

JUAN JOSÉ ECHAVARRÍA
ENRIQUE LÓPEZ
MARTHA MISAS

This document discusses the different structural factors which could contribute to inflation persistence, and evaluates alternative ways to measure it. Using the “best” methodologies, it presents the evolution of persistence both for the level and the gap of inflation in Colombia in 1990-2010 using a regime switching model and a Kalman filter. The adoption of inflation targeting in 1999 produced an important reduction in mean and variance but has not significantly modified the persistence of inflation.

JEL classification: E31, E52, E58, C22,C24.

Keywords: Inflation, inflation persistence, regime switching models, Kalmanfilter, Colombia.

*The authors appear in the following order: Co-director of the Banco de la República of Colombia; Head Researcher of the Banco de la República of Colombia; Professor, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá.

The opinions expressed herein are exclusively those of the authors and express neither those of the Banco de la República of Colombia nor its Board of Directors. The authors wish to thank Leonardo Bonilla M., Andrés Giraldo P., Norberto Rodríguez N. and Luis Eduardo Rojas D. for their collaboration.

E-mails:
jechavso@banrep.gov.co;
Elopezen@banrep.gov.co;
mmisas@javeriana.edu.co.

Document received:
21 December 2010;
final version accepted:
4 May 2011.

LA PERSISTENCIA ESTADÍSTICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA*

JUAN JOSÉ ECHAVARRÍA
ENRIQUE LÓPEZ
MARTHA MISAS

*Los autores son en su orden: codirector del Banco de la República, investigador principal del Banco de la República y profesora titular de la Pontificia Universidad Javeriana.

Los puntos de vista consignados en este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen la colaboración de Leonardo Bonilla M., Andrés Giraldo P., Norberto Rodríguez N. y Luis Eduardo Rojas D.

Correos electrónicos:
jechavso@banrep.gov.co;
Elopezen@banrep.gov.co;
mmisas@javeriana.edu.co.

Documento recibido:
21 de diciembre de 2010;
versión final aceptada:
4 de mayo de 2011.

En este documento se discuten los distintos factores estructurales que podrían explicar la persistencia de la inflación y se evalúan formas alternativas de calcularla. Con base en las “mejores” metodologías se presenta la evolución de la persistencia tanto para el nivel como para la brecha de la inflación en Colombia en el período 1990-2010, por medio de un modelo de cambio de régimen y de un filtro de Kalman. Se concluye que el régimen de inflación objetivo adoptado en 1999 permitió reducir la media y la varianza de la inflación pero no ha modificado la persistencia estadística de manera significativa.

Clasificación JEL: E31, E52, E58, C22, C24.

Palabras clave: inflación, persistencia de la inflación, modelos de cambio de régimen, filtro de Kalman, Colombia.

I. INTRODUCCIÓN

La persistencia de la inflación es un concepto asociado a la inercia en física: entre más inercia presente un cuerpo, mayor fuerza se requiere para que su aceleración retorne al estado previo a un choque cuando su masa es alta (Fuhrer, 2009). En la misma forma, entre más persistencia inflacionaria, mayor caída del producto y del empleo se requiere para que la inflación regrese al estado anterior. La persistencia alta obliga a las autoridades a actuar anticipadamente para evitar los efectos duraderos de los choques y a elevar más y durante un período más prolongado la tasa de interés para reducir la inflación, mientras que la persistencia baja permite reacciones moderadas a choques de costos y la adopción de programas de rápida desinflación¹.

Relacionado con lo anterior, las variaciones en la persistencia de la inflación pueden explicar los cambios en la capacidad de la curva de rendimientos de predecir el ciclo económico, lo que implica que la alta persistencia inflacionaria lleva a mayores reducciones del producto interno bruto (PIB) cuando se adopta una política monetaria contraccionista². Finalmente, niveles similares de persistencia facilitan la integración monetaria entre países, pues llevan a un impacto similar de choques comunes (Franta, Saza y Smidkova, 2007).

La persistencia estructural contempla los factores económicos estructurales que producen la persistencia estadística (o de forma reducida), la cual ocurre cuando la

1 Véanse Rudd y Whelan (2005) y Altissimo, Ehrmann y Smets (2006).

2 Bordo y Haubrich (2004) y Kang, Kim y Morley (2009).

inflación permanece lejos de su tendencia de largo plazo luego de una perturbación³. Buena parte del programa de investigación reciente sobre persistencia inflacionaria ha estado referido a la relación entre la persistencia estadística y los factores económico-estructurales que la determinan.

En cuanto a los factores estructurales, cabe preguntarse: ¿puede una curva de Phillips microfundamentada producir persistencia inflacionaria cuando existen expectativas racionales? ¿Cuál es la importancia relativa de la curva de Phillips y de la regla de Taylor en la explicación de la persistencia? ¿Cuál es la importancia de la credibilidad de los bancos centrales y de la evolución de las metas de inflación? ¿Qué características de la política monetaria producen persistencia?

La medición correcta de la persistencia estadística constituye un primer paso en la comprensión del fenómeno. Además, permite a las autoridades realizar pronósticos acertados sobre la inflación futura, un objetivo importante en un esquema de inflación objetivo (denominado por Svensson, 2005, como “esquema de meta de inflación proyectada”). Unos niveles altos de incertidumbre sobre la persistencia estadística harían recomendable evitar los cambios abruptos en los instrumentos de política económica (Brainard, 1967), a menos que ello afecte adversamente las expectativas.

La Sección II de este capítulo analiza los factores estructurales posiblemente asociados con la persistencia estadística. La Sección III discute aspectos metodológicos relacionados con su medición y presenta un breve resumen de la evidencia empírica internacional. La Sección IV aplica algunas de las metodologías al caso colombiano. En particular, evalúa el nivel de integración y la suma de coeficientes autorregresivos en subperíodos determinados mediante la metodología *Markov-switching* o de cambio de régimen y estima una medida de persistencia cambiante en el tiempo para la brecha, definida como el diferencial entre la inflación observada y la meta de inflación. La Sección V concluye.

II. FACTORES ESTRUCTURALES: UN PROGRAMA DE INVESTIGACIÓN PARA COLOMBIA

En esta sección se evalúa el posible impacto de distintas variables estructurales en la persistencia estadística de la inflación, cuya evolución será evaluada en la Sección

³ Ello es, siempre que la serie sea estacionaria; si la serie no fuese estacionaria, el choque sería permanente. Véase Sección III.A.

IV para Colombia. La tarea es compleja, pues las variables interactúan en equilibrio general y su importancia relativa puede depender del régimen monetario (Angeloni, Aucremanne, Ehrmann, Gali, Levin y Smets, 2005). La incertidumbre sobre la importancia relativa de los factores hace relevante evaluar los costos y beneficios de utilizar el modelo “incorrecto”⁴. Las preguntas planteadas en la sección deberían sugerir un programa de investigación de largo plazo para Colombia.

A. FACTORES ESTRUCTURALES QUE EXPLICAN LA PERSISTENCIA

Se parte de la versión de la economía planteada en las ecuaciones (1) a (4), con dos modelos alternativos de la curva de Phillips:

a) Curva de Phillips neokeynesiana:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \phi_x x_t + u_t, \text{ con } \beta \approx 1. \quad (1)$$

b) Curva de Phillips híbrida:

$$\pi_t = (1 - \beta)\pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + \phi_x x_t + u_t; \quad (2)$$

Curva Ahorro-Inversión (IS):

$$x_t = \sigma_{x-1} x_{t-1} + (1 - \sigma_{x-1}) E_t x_{t+1} - \sigma_r (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t; \quad (3)$$

Regla de Taylor de política:

$$R_t = \rho(L)R_{t-1} + (1 - \rho) \left[r^* - (\tau_\pi - 1)\pi^* + \tau_\pi \pi_t + \tau_x x_t \right]; \quad (4)$$

donde π_t es la tasa de inflación, β el factor de descuento, x_t la brecha del producto, u_t y ε_t corresponden a choques de oferta (*i. e.*, un choque en el precio internacional del petróleo) y de demanda; R_t es la tasa de interés nominal y r la tasa de interés real; ρ es un parámetro de suavización en la fijación de tasas de interés nominales por parte del banco central; el superíndice * indica la meta de la variable, la cual coincide en

⁴ Para el caso de la curva de Phillips, véase Sbordone (2007).

buena parte de la literatura con su nivel natural, de equilibrio o de estado estacionario de largo plazo⁵.

La ecuación (1) corresponde a la llamada curva de Phillips neokeynesiana, con agentes racionales que maximizan intertemporalmente, suponiendo una proporción aleatoria $(1 - \theta)$ de firmas que puede ajustar precios cada período (Calvo, 1983)⁶. Se asume, además, que existe una relación constante entre los costos marginales reales y la brecha del producto, que el *mark-up* es constante a lo largo del ciclo y que la inflación en el estado estacionario es igual a cero ($\pi^* = 0$).

Como veremos, no existe persistencia inflacionaria (o es muy baja) cuando la curva de Phillips es como (1), lo cual indica que las rigideces de precios (implícitas en el modelo de Calvo) no explican la persistencia de la inflación⁷; se trata de dos rigideces diferentes. La curva de Phillips alternativa representada en la ecuación (2) es conocida como “híbrida” y adiciona la inflación rezagada π_{t-1} . La evidencia empírica encuentra un peso significativo para dicha variable y hoy se discuten ampliamente sus implicaciones en la validez de los modelos teóricos en que los agentes poseen expectativas racionales (Sección II.B).

La ecuación (3) corresponde a la curva IS y la (4) a una regla de Taylor con suavización de tasas de interés por parte del banco central (Clarida, Gali y Gertler, 2000). El llamado principio de Taylor ($\tau_\pi > 1$) es condición necesaria para la estabilidad del sistema. Significa que cuando la inflación crece, las autoridades deben subir la tasa de interés nominal más que proporcionalmente, lo cual garantiza un incremento en la tasa de interés real, una caída de la brecha del producto (en la IS) y una reducción de la inflación (en la curva de Phillips) a su nivel anterior. El principio de Taylor garantiza que la serie de inflación es $I(0)$, pues las autoridades la obligan a regresar al nivel anterior y el choque desaparece en algún momento⁸.

⁵ Más precisamente, en varios casos se trata de la desviación entre la variable y su estado estacionario. Véase Sección II.B.1.a.

⁶ La evidencia empírica tiende a apoyar el modelo de Calvo sobre otros modelos de precios rígidos, como el de Taylor (1979). Véanse Angeloni *et al.* (2005).

⁷ Formalmente, en el modelo de Calvo se cumple que $p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)p_t^*$, donde p_t^* es el precio óptimo fijado por las firmas que pueden reoptimizar. Existen precios rígidos, con p_{t-1} en el lado derecho, pero no existe persistencia inflacionaria.

⁸ Formalmente, el principio de Taylor garantiza la existencia de un equilibrio estacionario único en el sistema (Walsh, 2004, p. 247). En un trabajo clásico, Clarida, Gali y Gertler (2000) sugieren que el

¿Cuál es la relación entre los parámetros de las ecuaciones (1) a (4) y la persistencia estadística de la inflación? Para comprender el impacto de algunos de los parámetros centrales en el sistema anterior, Fuhrer (2009) reduce las ecuaciones del modelo estructural a un modelo mínimo, representado por las ecuaciones (5) a (7):

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \phi_x x_t \text{ curva de Phillips,} \tag{5}$$

$$x_t = -\sigma_r r_t \text{ IS,} \tag{6}$$

$$r_t = \tau_\pi \pi_t \text{ regla de Taylor.} \tag{7}$$

Desaparecen en este modelo mínimo las expectativas de inflación y los choques de oferta en la curva de Phillips, al igual que el producto rezagado y los choques de demanda en la IS, y se supone que el único objetivo de las autoridades es controlar la inflación, con $\pi^* = 0$ en la regla de Taylor. Sustituyendo (6) y (7) en (5), se tendrá $\pi_t = \pi_{t-1} + \phi_x (-\sigma_r)(\tau_\pi \pi_t)$. De acá se deduce:

$$\pi_t = a\pi_{t-1} \text{ con } a = \frac{1}{1 + \tau_\pi \sigma_r \phi_x}. \tag{8}$$

La ecuación (8) indica que la persistencia inflacionaria es baja para valores altos de τ_π , σ_r y ϕ_x . Además, la forma particular de la curva de Phillips (5) sugiere que la variable π_{t-1} es importante en la explicación de la persistencia (véase abajo). Intuitivamente, para que la persistencia inflacionaria sea baja se requiere que las autoridades incrementen las tasas de interés reales cuando se presenta un choque inflacionario (principio de Taylor, $\tau_\pi > 1$)⁹, que ese incremento en las tasas de interés reales reduzca la brecha del producto en (6), lo cual depende de σ_x en la curva IS, y que esta caída en x_t reduzca la inflación en la curva de Phillips a través del parámetro ϕ_x .

principio de Taylor no se cumplió en Estados Unidos en las administraciones anteriores a Volcker, pero sí bajo las administraciones de Volcker y Greenspan.

9 Además, en la Sección II.B.3 se argumenta que un valor bajo de τ_x (i. e., un valor alto de τ_x) lleva a una mayor persistencia a través de las expectativas, cuando estas no son racionales. Un banco central activista, preocupado excesivamente por la brecha del producto, puede retardar el proceso de aprendizaje de los agentes e incrementar la persistencia de la inflación. Beechey y Osterholm (2009) plantean algunas de las razones que podrían llevar a las autoridades a un alto τ_x , o en otras palabras, a una menor reacción a la inflación. Entre las principales razones se encuentran el aumento del peso relativo de nuevos miembros con esa visión en la junta del Banco Central, la presión política o la evidencia empírica sobre los altos costos en cuanto a la reducción del producto para disminuir la inflación.

El modelo mínimo permite capturar algunos de los rasgos centrales que llevan a la persistencia de la inflación. Fuhrer (1995) plantea un modelo un poco más complejo que, sin embargo, requiere soluciones numéricas, aun cuando varios de los resultados son similares. El ejercicio también muestra la evolución de la brecha del producto y la tasa de sacrificio (TS) en Estados Unidos¹⁰.

El autor contrasta el nivel de persistencia que producen las curva de Phillips (1) y (2), la regla de Taylor con y sin suavización de las tasas de interés, y la regla de Taylor cuando se incrementa el parámetro τ_x (se reduce el parámetro τ_π). En los ejercicios numéricos se supone que $\tau_\pi = 1,5$ y $\tau_x = 0,5$, un supuesto estándar en las evaluaciones empíricas. Además, Fuhrer (1995) le asigna igual peso a π_{t-1} y a $E_t\pi_{t+1}$ en la curva de Phillips híbrida.

Se muestra que la curva de Phillips desempeña un papel central y que es imposible explicar la persistencia del sistema de ecuaciones sin la inclusión de π_{t-1} en dicha curva. Entre mayor es π_{t-1} , mayor el desempleo necesario para reducir la inflación. Muestra también el autor que la curva de Phillips neokeynesiana (1) lleva a una desinflación inmediata, sin persistencia, y a una desinflación con poca persistencia cuando simultáneamente existe suavización en las tasas de interés nominales en la regla de Taylor. Ello sugiere que la persistencia en la política monetaria (suavización de tasas) no es suficiente para explicar un valor alto en la persistencia de la inflación.

Se observa poca persistencia inflacionaria para la curva de Phillips neokeynesiana con expectativas racionales (1), pues las expectativas son enteramente flexibles y π_t puede modificarse inmediatamente ante cambios en la brecha del producto. Esta flexibilidad también se observa en los modelos tipo *stock*, útiles para explicar el comportamiento del dólar o de las acciones en la Bolsa, en los que las expectativas futuras desempeñan un papel preponderante. En cambio, la persistencia es alta cuando la curva de Phillips es híbrida, ya que π_t no puede fluctuar libremente ante cambios en la brecha del producto (por depender parcialmente de π_{t-1} , una variable que ya ocurrió).

¹⁰ Se define como tasa de sacrificio (TS) el costo que la sociedad debe pagar reduciendo porcentualmente el producto por debajo de su potencial, para disminuir en un punto porcentual la inflación. Véanse también los ejercicios de calibración que presentan Beechey y Osterholm (2009).

Las rigideces de precios y salarios incrementan el impacto de la política monetaria sobre la producción, pero no explican la persistencia de la inflación o los efectos persistentes de la política monetaria sobre la producción. Mankiw (2001) hace una analogía de la relación entre el comportamiento del *stock* de capital y el de la inversión en los modelos de crecimiento. En el modelo de Calvo (1983), un mayor θ , correspondiente a una mayor rigidez de precios, solo afecta el coeficiente de la brecha del producto en la curva de Phillips¹¹. Intuitivamente, cuando las oportunidades para cambiar precios ocurren pocas veces, las firmas dejan de interesarse en la demanda corriente y concentran más su atención en la inflación futura como determinante de la inflación actual. Entonces, le conceden poca importancia a la brecha del producto (bajo ϕ_x) y la curva de Phillips resulta menos empinada.

En segundo lugar, se produce *overshooting* desinflacionario cuando la curva de Phillips es como (1) y, más aún, cuando existe suavización de las tasas de interés en la regla de Taylor. Si el Banco Central sube las tasas de interés para reducir la inflación, se produce una brecha negativa en (1) con $\pi_t < E_t \pi_{t+1}$, no propiamente una desinflación. La única forma para que esto suceda es que la inflación salte hacia abajo inmediatamente y luego alcance el nivel de largo plazo (0%) desde abajo. La desinflación produce bonanzas en algunos subperíodos. Además, en este caso es negativa la correlación entre la inflación y la brecha del producto, un resultado paradójico¹².

Los costos de la desinflación resultan nulos o muy bajos para la curva de Phillips (1), con una tasa de sacrificio (TS) igual a cero, si no existe suavización de las tasas de

11 Se cumple que $\phi_x = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$. Un mayor θ , correspondiente a una mayor rigidez, produce un valor menor ϕ_x . Sbordone (2007) muestra que el coeficiente ϕ_x desciende aún más cuando existen complementaridades estratégicas entre firmas. Cogley y Sbordone (2005) también consideran el caso en que el capital no puede ser reasignado instantáneamente entre firmas.

12 El fenómeno de *overshooting* desinflacionario se produce debido al supuesto de expectativas racionales y no ocurre cuando las expectativas presentan persistencia. Una forma de entender la relación negativa que se presenta entre inflación y brecha del producto es la siguiente: rezagando la ecuación (1) con el supuesto de que $\beta = 1$, y sumando π_t en ambos lados, se tendrá que $\pi_t = \pi_{t-1} - kx_{t-1} - E_{t-1}\pi_t + \pi_t$. Ello implica que $\pi_t - \pi_{t-1} = -kx_{t-1} + \varepsilon_t$, donde $\varepsilon_t = \pi_t - E_{t-1}\pi_t$. Así, la brecha negativa del producto llevará a una inflación creciente. Ball (1992) y Mankiw (2001) lo explican de manera simple. Si la desinflación anunciada es creíble, las firmas que pueden ajustar sus precios reducirán la magnitud de los incrementos, aun antes de que se reduzca la dinámica de la oferta monetaria. Los balances reales (M/P) crecerán y también el producto.

interés¹³, e igual a 0,7 cuando existe suavización. Por el contrario, para la curva de Phillips híbrida se encuentran tasas de sacrificio de 2,0 y de 4,1 (con y sin suavización de tasas), más cercanas a las que se observan en la realidad¹⁴.

Buena parte de la discusión reciente sobre el tema analiza la importancia de las diferentes componentes en el lado derecho de la ecuación (2). ¿Cuál es el papel de la brecha del producto x_t (persistencia heredada o extrínseca), cuál el de las expectativas de inflación ($E_t\pi_{t+1}$), el de π_{t-1} (persistencia intrínseca) y el de los choques de oferta (persistencia en el error)? La conclusión central es que la curva de Phillips híbrida tiene el papel determinante. Fuhrer (2009) plantea un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico y concluye:

- La inercia inflacionaria guarda relación estrecha con la presencia de la variable π_{t-1} en la curva de Phillips (persistencia intrínseca). La inflación cae inmediatamente y la inercia inflacionaria es mínima cuando $\phi_{\pi-1} = 1 - \beta = 0$ en (2).
- La persistencia heredada proveniente de x_t en la curva de Phillips difícilmente tiene un papel importante. El patrón de inflación es relativamente similar cuando varía ϕ_x desde 0,10 hasta 0,025¹⁵. Además, la volatilidad de los choques de oferta u_t disminuye la persistencia generada por x_t . Finalmente, la persistencia de x_t *no se ha reducido* en el tiempo, por lo que parece difícil explicar las reducciones en la persistencia inflacionaria, en discusión, a partir del comportamiento de x_t .
- El patrón de inflación es relativamente similar cuando cambia la varianza de u_t (el choque de oferta en la curva de Phillips) desde 0,5 hasta 0,1, o cuando cambia el parámetro σ_{x-1} en la curva IS desde 0,5 hasta cero.

13 En el modelo de Calvo se asumen expectativas racionales y se encuentra una curva de Phillips como (1). Se muestra que las autoridades pueden mantener la inflación bajo control, sin costos, sosteniendo el producto cerca de su potencial.

14 Ball (1993), por ejemplo, encuentra una tasa de sacrificio en Alemania de 2,93 y en Estados Unidos de 2,39, con valores más bajos en Francia (0,75) o el Reino Unido (0,79). Véanse también Cecchetti y Rich (2001). Gómez (2002) encuentra una tasa de sacrificio promedio de 1,34 para Colombia en los años noventa.

15 Además, algunos autores como Williams (2006) y Mishkin (2007) afirman que ϕ_x ha descendido en el tiempo. Por el contrario, Dupuis (2004) y Linde (2005) encuentran parámetros relativamente estables en la curva de Phillips.

- Las características de la política monetaria difícilmente explican la persistencia inflacionaria. Ni siquiera un valor de τ_π igual a 5 en la regla de Taylor logra reducir sensiblemente la persistencia de la inflación.

B. LA INCLUSIÓN DE π_{t-1} EN LA CURVA DE PHILLIPS

Es difícil explicar la alta persistencia estadística de la inflación, un debate en marcha, u obtener un ajuste empírico exitoso en la curva de Phillips si no se incluye π_{t-1} . Así, para el modelo trípode, en el cual se adiciona el precio internacional del petróleo a la ecuación (2), en el caso de los Estados Unidos (Fuhrer, 2009) la inclusión de π_{t-1} eleva el coeficiente R^2 desde 0,24 hasta 0,74 en el período 1966:Q1-1984:Q4, desde 0,09 hasta 0,79 en el período 1985:Q1-2008:Q4, desde 0,39 hasta 0,77 en 1966:Q1-1984:Q4 y desde 0,16 hasta 0,72 en 1985:Q1-2008:Q4. En la misma dirección, Rudd y Whelan (2005) encuentran que solo un pequeño porcentaje del buen ajuste de la curva de Phillips híbrida estimada para Estados Unidos proviene de las expectativas futuras de inflación o de la brecha del producto. Y Estrella y Fuhrer (2002) concluyen que los modelos que incorporan π_{t-1} tienden a ser más estables en el tiempo que aquellos que solo utilizan las expectativas de inflación¹⁶.

Con base en modelos que permiten alguna “irracionalidad”, Gali y Gertler (2000) y Smets (2004) encuentran en su ejercicio para Estados Unidos un peso de 0,25 y 0,52 para π_{t-1} , respectivamente, y Paloviita (2004) encuentra que π_{t-1} contribuye significativamente a la explicación de π_t cuando utiliza como *proxy* de expectativas las proyecciones de inflación de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE).

Sin embargo, no es necesario suponer expectativas adaptativas para explicar la importancia de π_{t-1} en la curva de Phillips. Para algunos autores la importancia de π_{t-1} es espuria, como se desprende del modelo de Calvo con expectativas racionales pero con metas de inflación diferentes a cero o con funciones *hazard* no aleatorias, mientras que para otros obedece a procesos de aprendizaje y a la falta de credibilidad del Banco Central. Los trabajos empíricos muestran que la importancia de π_{t-1} en la curva de Phillips es baja cuando las expectativas de inflación se encuentran ancladas

¹⁶ Véase también Rudebusch (2002).

(Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006). Por la misma razón hoy parece ser menor el impacto de otros choques diferentes a la brecha del producto (Mishkin, 2007).

1. Modificaciones al modelo de Calvo (con expectativas racionales)

a. Meta de inflación diferente a cero

Para algunos autores no es necesario sacrificar la hipótesis de expectativas racionales ni las implicaciones de política a que conduce la curva de Phillips microfundamentada. Basta con eliminar el supuesto de que la meta de inflación es igual a cero para producir la curva de Phillips alternativa representada en (9)¹⁷.

$$\hat{\pi}_t = \phi_{\pi_{t-1,t}} \left(\hat{\pi}_{t-1} - \hat{g}_t^{\pi^*} \right) + \phi_{x,t} \hat{x}_t + \phi_{\pi_{t+1,t}} \tilde{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + b_{\pi_{t+j}} \tilde{E}_t \sum_{j=2}^{\infty} \phi_t^{j-1} \hat{\pi}_{t+j} + u_t, \quad (9)$$

donde τ_π corresponde a la meta de inflación (o a la inflación tendencial), $\tilde{\pi}_t = \frac{\pi_t}{\pi^*}$ es la relación entre la inflación y la meta, igual a uno en el estado estacionario, y $\hat{g}_t^{\pi^*} = \frac{\pi_t^*}{\pi_{t-1}^*}$ corresponde a la tasa de crecimiento de la meta; finalmente, $\hat{\pi}_t = \ln \left(\frac{\pi_t}{\pi_t^*} \right)$.

La ecuación neokeynesiana (1) coincide con (9) cuando $\pi_t^* = 0$ o cuando $\phi_{\pi_{t-1,t}} = 1$ (indexación completa). El supuesto de meta de inflación igual a cero es aún menos apropiado para un país como Colombia que para los Estados Unidos o Europa. Como se ilustra en el Gráfico 1, las metas de inflación en Colombia han sido elevadas y solo se han reducido muy gradualmente.

La ecuación (9) presenta tres características radicalmente diferentes a la ecuación (1). En primer lugar, los coeficientes son ahora variables en el tiempo, aun para parámetros fundamentales constantes en el modelo de Calvo. En segundo lugar, el parámetro $\phi_{x,t}$ es bajo (la tasa de sacrificio es alta) cuando la meta de inflación es alta. En otras palabras, una meta de inflación alta hace más costoso reducir la inflación y podría inducir a las autoridades a no hacerlo. Finalmente, el valor esperado de la inflación futura en (9) podría estar correlacionado con π_{t-1} , por lo que la inclusión exitosa de esta última variable en las estimaciones empíricas podría ser errónea (obedece a variables omitidas). Altissimo *et al.* (2006) y Cogley y Sbordone (2006) muestran, en

¹⁷ Véanse Cogley y Sbordone (2006) y Cecchetti *et al.* (2007).

efecto, que la persistencia intrínseca (debida a π_{t-1}) es moderada cuando se incluyen los valores de largo plazo de la inflación. Por todo lo anterior, algunos autores consideran que la curva de Phillips microfundamentada (1) continúa siendo una buena aproximación en el diseño de la política monetaria óptima.

b. Funciones hazard variables

El modelo de Calvo asume que los cambios en precios son aleatorios, pero Goodfriend y King (1997) y Wolman (1999) trabajan con un supuesto más realista, según el cual la probabilidad de cambios en precios es mayor cuando ha transcurrido un período largo sin cambios. Woodford (2007) muestra que en este caso se llega a la siguiente ecuación para la curva de Phillips:

$$\pi_t - \gamma\pi_{t-1} = \beta E_t[\pi_{t+1} - \gamma\pi_t] + \phi_x E_t[(1 - \gamma L^{-1})^{-1} x_t], \tag{10}$$

donde $0 < \gamma < 1$ para el caso de una función *hazard* creciente ($\gamma = 0$ en el modelo de Calvo). Nuevamente, la relevancia de la variable π_{t-1} es espuria y la política monetaria óptima coincide con la que se deriva de la curva de Phillips microfundamentada (1)¹⁸.

2. Procesos de aprendizaje

El supuesto de expectativas adaptativas explicaría adecuadamente la existencia de π_{t-1} en la curva de Phillips, en la forma planteada originalmente en los modelos de inflación sugeridos por Phelps (1967) y Friedman (1968), pero parece inadecuado a la luz de la llamada crítica de Lucas (Mankiw, 2001). De todas formas, algunos trabajos empíricos recientes abandonan el supuesto de racionalidad perfecta.

Christiano, Eichenbaum y Evans (2005), por ejemplo, asumen que las firmas que no reoptimizan en el modelo de Calvo (1983) indexan sus precios con la inflación del período anterior. Formalmente, las firmas que no reoptimizan mantienen constante $p_t(i) - \gamma p_{t-1}$, donde γ corresponde al nivel de indexación de precios, $p_t(i)$ es el logaritmo del precio del bien i , y p_{t-1} el logaritmo del nivel agregado de precios en $t - 1$. Se llega así a la siguiente curva de Phillips híbrida: $\pi_t - \gamma\pi_{t-1} = \phi_x x_t + \beta E_t[\pi_{t+1} - \gamma\pi_t]$

¹⁸ No obstante, Rudd y Whelan (2006) afirman que el signo esperado para π_{t-1} en ese modelo es negativo, contrario al que se obtiene en las estimaciones empíricas.

(Woodford, 2007, p. 204). El supuesto de Christiano *et al.* (2005) parece inconveniente a la luz de la evidencia empírica, que muestra que los cambios en precios son poco frecuentes¹⁹.

Por otra parte, Gali y Gertler (2000) justifican la inclusión de π_{t-1} en la curva de Phillips asumiendo que las firmas que aleatoriamente deciden reoptimizar sus precios en el modelo de Calvo (1983) siguen una *rule of thumb* (regla del pulgar), con precios que representan un promedio ponderado de los precios óptimos fijados en el período anterior más un ajuste por la inflación pasada.

Desviaciones pequeñas con respecto al supuesto de expectativas racionales pueden cambiar drásticamente los resultados del modelo. Angeloni *et al.* (2005) señalan dos ejemplos: la información imperfecta sobre las características del choque (*e. g.*, temporal *versus* permanente) puede producir persistencia y una respuesta gradual de los agentes; algo similar sucede cuando existen procesos de aprendizaje de los agentes y las autoridades los obstaculizan al preferir un alto valor de τ_x (o un bajo valor de τ_π) en la regla de Taylor²⁰. Erceg y Levin (2001), Collard y Dellas (2004) y Milani (2005) incorporan dinámicas de aprendizaje, con diferencias transitorias con el modelo de expectativas racionales. Nuevamente, como en casos anteriores, resulta espurio el coeficiente asociado a π_{t-1} en la estimación empírica de la curva de Phillips, pues obedece a la correlación entre la inflación rezagada y las proyecciones de inflación.

3. Credibilidad del Banco Central

Svensson (1999) menciona la incertidumbre del modelo (*e. g.*, incertidumbre sobre el valor de la tasa de interés natural o sobre el proceso de suavizamiento de tasas por el Banco Central) como un factor adicional que crea persistencia, aun cuando la literatura reciente sobre el tema ha concentrado sus esfuerzos en la incertidumbre relacionada con las políticas actuales y futuras de los bancos centrales.

Se supone en los modelos anteriores que los agentes que toman decisiones sobre precios saben con total certidumbre que el Banco Central contraerá la demanda para

¹⁹ Véanse Sbordone (2007) y Woodford (2007). Sobre los esquemas de fijación de precios, véanse Blinder (1991) para Estados Unidos, y Julio, Zárate y Hernández (2010) y Zárate (2010) para Colombia.

²⁰ Véanse también Orphanides y Williams (2005).

reducir la inflación y continuará haciéndolo en el futuro. Si los agentes esperan una tasa de interés real de corto plazo alta en el futuro, también será alta la tasa de interés real de largo plazo, y ello reducirá la demanda agregada y la inflación.

Fuhrer (1995) considera la inercia proveniente de la credibilidad imperfecta del Banco Central como un tercer factor de persistencia, además de la inercia proveniente de los contratos de precios y salarios o de un ajuste lento en las expectativas. Simplemente, los agentes podrían dudar que el Banco Central lleve a cabo la política económica requerida para bajar la inflación. Erceg y Levin (2001), por ejemplo, muestran que la falta de credibilidad al comienzo de la era Volcker podría explicar el patrón de desinflación en Estados Unidos, si se considera que las expectativas estaban inicialmente desancladas (Mishkin, 2007) y que los agentes aprendieron lentamente sobre la nueva política.

Si la persistencia se origina en el proceso de fijación de precios y salarios, el banco tendrá que aceptar los costos de la desinflación. Por el contrario, si la persistencia se origina en la falta de credibilidad del Banco Central, debe determinarse cómo y cuándo puede incrementarse la credibilidad. La comunicación de los bancos centrales podría ser un determinante fundamental de dichas expectativas y de la manera en que los agentes aprenden (Woodford, 2005).

III. PERSISTENCIA ESTADÍSTICA: METODOLOGÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

La literatura sobre la medición de la persistencia suele dividirse en dos grandes grupos. Un primer grupo investiga el nivel de integración de las series, mientras que el segundo considera la evolución de las diferentes medidas de persistencia propias de modelos autorregresivos válidos para series $I(0)$. La Sección III.A sugiere que la suma de coeficientes autorregresivos y las funciones de impulso-respuesta constituyen las mejores medidas en series $I(0)$. La Sección III.B presenta la evidencia empírica internacional para diferentes indicadores. La persistencia de la inflación cae cuando las expectativas de inflación logran ser ancladas por el régimen monetario (*i. e.*, el patrón oro o el esquema de inflación objetivo), pero aún se discute si los niveles de persistencia en los países desarrollados son menores hoy que en el pasado.

A. METODOLOGÍAS DE MEDICIÓN

Para un proceso inflacionario $\pi_t = a\pi_{t-1} + \varepsilon_t$, en el que ε_t corresponde a un choque en el período t , se cumple que $\pi_t = \varepsilon_t + a\varepsilon_{t-1} + a^2\varepsilon_{t-2} + a^3\varepsilon_{t-3} + \dots$. Un coeficiente a elevado equivale a más persistencia, ya que refleja un mayor impacto relativo de los choques pasados sobre π_t . Además, cuando la serie posee raíz unitaria ($a = 1$), la varianza de la inflación es ilimitada y la persistencia es infinita pues *todos* los choques del pasado afectan la inflación actual $\left(\pi_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varepsilon_{t-i} \right)$.

Un primer paso en la determinación de la persistencia estadística consiste en establecer el nivel de integración de la serie de inflación, un área cuyos resultados han sido poco concluyentes. Buena parte de la literatura internacional encuentra que las series de largo plazo son $I(1)$, aun cuando se rechaza más frecuentemente la raíz unitaria al estudiar períodos cortos y recientes. Una serie $I(1)$ que se convierte luego en $I(0)$ indica que el proceso inflacionario pasa a ser menos persistente, pues ahora el choque desaparece en algún momento del tiempo.

Para algunos autores, la raíz unitaria observada en ocasiones en las series de largo plazo no se debe tanto a la persistencia de la inflación como a la persistencia de las metas. Stock y Watson (2006), por ejemplo, proponen descomponer la inflación observada en sus componentes permanente y transitorio, cada uno de ellos con su propia varianza cambiante en el tiempo. El componente permanente, a su vez, estaría asociado con metas implícitas o explícitas de inflación²¹.

Para otros, las series no son $I(1)$ ni $I(0)$, y más bien presentan niveles de integración fraccionales intermedios²². Ello, a su vez, podría explicar los resultados divergentes observados en la práctica cuando solo se consideran las dos posibilidades extremas. También podría explicar por qué la serie de inflación en Estados Unidos resulta $I(1)$ cuando se utiliza un modelo AR(12) e $I(0)$ cuando se utilizan modelos AR(3) y

²¹ El modelo es relativamente similar a un proceso integrado con promedio móvil. Véanse también Cecchetti *et al.* (2007).

²² Se trata de un proceso estocástico que se caracteriza por la presencia de un operador de diferencia fraccional. La integración fraccional, o más generalmente, de larga memoria, puede hacer aparecer una serie como estacionaria, pero tener autocorrelaciones altas, demasiado grandes para ser capturadas por un modelo ARMA parsimonioso. Véanse Baillie, Chung y Tieslau (1996), Kumar y Okimoto (2007) y Baum, Barkuolas y Caglayan (2010).

AR(6) (Kumar y Okimoto, 2007)²³. Sin embargo, no es fácil diferenciar los procesos de memoria larga con integración fraccional de los procesos con media cambiante (Altissimo *et al.*, 2006)²⁴.

Solo cuando la serie no es $I(1)$ tiene sentido preguntarse por el nivel y las variaciones en indicadores tales como el coeficiente de autocorrelación, la mayor raíz autorregresiva, la vida media, la suma de coeficientes autorregresivos o la función de impulso-respuesta. Además, la literatura tiende a favorecer como indicadores de persistencia la suma de los coeficientes autorregresivos y la función impulso-respuesta, los dos indicadores utilizados en la evaluación empírica del caso colombiano en la Sección IV.

Se tiende a favorecer la suma de coeficientes, pues no parece conveniente descartar la información provista por otras raíces o rezagos. Todo lo demás igual, un proceso AR(2) con raíces 0,9 y 0,8 es más persistente que un proceso AR(2) con raíces 0,9 y 0,1²⁵. También se favorece la función impulso-respuesta, pues esta puede discriminar entre un proceso con raíz unitaria sujeto a variaciones permanentes y otro sujeto a variaciones transitorias (algo que no sucede, por ejemplo, con la raíz máxima autorregresiva)²⁶. Los dos mejores indicadores están relacionados: la suma de los coeficientes autorregresivos es el indicador recomendado por Andrews y Chen (1994), en parte porque aproxima la función de impulso-respuesta de largo plazo ante un choque unitario. Por otro lado, la vida media ha sido utilizada ampliamente en la evaluación de la paridad del poder adquisitivo (PPA), pero presenta innumerables problemas como indicador de persistencia. Entre otras razones, no se cuenta con un conjunto amplio de estudios sobre las características estadísticas de su distribución.

23 Rose (1988) es uno de los pocos autores que encuentran que la serie de integración es $I(0)$ en la posguerra (concretamente, Rose considera el período 1947-1986).

24 Además, Hassler y Wolters (2010) argumentan que en presencia de integración fraccional la prueba de Dickey y Fuller (1979) aumentada tiene bajo poder para rechazar la hipótesis de que la serie es $I(1)$. Además, si existe integración fraccional, es posible que las pruebas de raíz unitaria y las medidas de persistencia basadas en modelos AR lleguen a conclusiones divergentes (Kumar y Okimoto, 2007).

25 Véanse Andrews y Chen (1994). Tampoco la suma de los coeficientes autorregresivos está exenta de problemas. La suma resulta mayor cuando la inflación sube rápidamente a niveles altos y regresa a cero en forma abrupta que cuando la inflación sube poco inicialmente pero regresa a cero en forma lenta. El segundo proceso debería aparecer más persistente (Pivetta y Reis, 2007, p. 3).

26 Véanse Kang *et al.* (2009).

Stock y Watson (2006) proponen una medida diferente de persistencia inflacionaria para la serie de inflación en Estados Unidos²⁷, basada en el coeficiente R^2 de los pronósticos a diferentes plazos del modelo utilizado. A manera de ejemplo, para 1960-2006 encuentran que el coeficiente R^2 de su modelo de componentes transitorio y permanente (p. 12) pasó de 90% en los años setenta y comienzos de los ochenta a cerca de 50% desde mediados de los años ochenta hasta el final de la muestra, lo que sugiere menor persistencia. Para cuatro trimestres el coeficiente R^2 pasó de 50%-75% en el primer período a 15% en el segundo, y para ocho trimestres de 20%-35% a 10%.

B. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

La revisión de la evidencia empírica internacional sugiere una gran incertidumbre sobre el nivel de persistencia de las series, sobre el valor preciso de los estimadores, sobre la sensibilidad a los períodos y enfoques metodológicos adoptados y sobre la conveniencia de las distintas mediciones de persistencia (Altissimo *et al.*, 2006). Con frecuencia se obtienen niveles diferentes de persistencia para distintos índices de precios en un mismo período y las propiedades estadísticas de las series llevan a que la persistencia crezca con el nivel de agregación²⁸.

Como se mencionó, la literatura suele dividirse en dos grandes grupos. Un primer grupo investiga el nivel de integración de las series, mientras que el segundo considera la evolución de las diferentes medidas de persistencia propias de modelos autorregresivos válidos para series $I(0)$. Se discute en los siguientes párrafos el caso de Estados Unidos, con referencias ocasionales a otros países desarrollados y América Latina.

1 Nivel de integración de la inflación

Las series de inflación originales (*i. e.*, sin considerar quiebres estructurales) en la posguerra parecen poseer raíz unitaria. Fuhrer (2009), por ejemplo, muestra que el

²⁷ No se considera acá el indicador no paramétrico de persistencia propuesto por Robalo Marquez (2004). Dicho indicador no se ve afectado por problemas de especificación errada del modelo.

²⁸ Los choques idiosincráticos a los subcomponentes de una serie tienden a cancelarse; además, la persistencia de la serie agregada otorga un mayor peso al subcomponente más persistente. Véanse Angeloni *et al.* (2005) y Altissimo *et al.* (2006).

test de Dickey y Fuller (1979) (ADF aumentado) no permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria en 1966-2008 para ninguno de los tres índices de precios utilizados²⁹. Por otra parte, con base en el intervalo de confianza para la mayor raíz unitaria, Stock y Watson (2006) no rechazan la hipótesis de raíz unitaria para los períodos 1960-1983 o 1984-2004. Con una metodología similar (que incluye *a priori* bayesianos), tampoco lo hacen Pivetta y Reis (2007), para quienes la inflación en Estados Unidos puede asociarse a un proceso con raíz unitaria constante. Levin y Piger (2004, tabla 1) encuentran para Estados Unidos que tres de las cuatro series de precios consideradas son $I(1)$ entre 1984 y 2003³⁰. Tampoco rechazan la hipótesis de raíz unitaria los trabajos relativamente recientes de Bai y Ng (2004) y Henry y Shields (2004), ni un subconjunto amplio de los documentos reseñados en Murray, Nikolsko-Rzhevskyy y Papell (2008, tabla 1).

Algo similar sucede en América Latina. Para el período 1980:01-2006:06, Capistrán y Ramos-Francia (2007) encuentran que la serie de inflación es $I(1)$ en siete de los diez mayores países de América Latina y solo rechazan (al 5%) la hipótesis de raíz unitaria para Chile, Perú y Venezuela.

Como se mencionó arriba, para algunos autores las series no son $I(1)$ ni $I(0)$, y más bien poseen niveles de integración fraccionales intermedios. Baillie, Chung y Tieslau (1996), por ejemplo, aplican simultáneamente las pruebas sugeridas por Phillips y Perron (1988) y por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) en el período 1948-1990 en Estados Unidos, y encuentran que es posible rechazar tanto la hipótesis de que la serie es $I(1)$ como la de que la serie es $I(0)$ para ocho de los diez países considerados (se exceptúan Alemania y Japón).

También Kumar y Okimoto (2007) y Baum, Barkuolas y Caglayan (2010) encuentran apropiado tomar en cuenta las metodologías que permitan considerar niveles de integración fraccionales y Kumar y Okimoto (2007) descubren una reducción permanente en el nivel de integración (grado de persistencia) en Estados Unidos desde mediados de los años ochenta y en los demás países del G7, excepto Italia.

²⁹ Los resultados son menos claros cuando se utiliza el índice de Phillips y Perron (1988).

³⁰ Altissimo *et al.* (2006) combinan la evidencia presentada por Levin y Piger (2004) con la de otros trabajos y llegan a conclusiones similares.

2 Nivel de integración de la serie al incorporar cambios estructurales

Al incorporar cambios estructurales en las series en 1984-2003, Levin y Piger (2004) descartan la hipótesis de raíz unitaria en los cuatro índices de inflación considerados, con un choque inflacionario que desaparece en unos pocos trimestres en la mayoría de los casos. Este resultado contrasta con la raíz unitaria que se halla para tres de las series cuando no se consideran cambios estructurales (véase arriba). Los autores anotan que los cambios estructurales ocurren en la media de la inflación y no en los coeficientes autorregresivos.

Utilizando información para 1948-1999, Kim (2000) presenta evidencia de que la serie de inflación en Estados Unidos pasó de ser $I(0)$ antes de 1973 a $I(1)$ en los años posteriores. Con información para el período 1959-2000, Leybourne, Kim, Smith y Newbold (2003) presentan evidencia de que la inflación pasó de tener raíz unitaria antes de 1982 a ser estacionaria en los años posteriores. Murray *et al.* (2008) consideran la metodología *Markov-switching* (véase abajo) y encuentran que la inflación presenta una raíz unitaria en la mayoría de los años entre 1967 y 1981 y que es estacionaria antes de 1967 y después de 1981³¹.

También en América Latina se reduce considerablemente la persistencia cuando se consideran quiebres estructurales en el análisis y las series resultan ahora $I(0)$ en nueve de los diez países considerados por Capistrán y Ramos-Francia (2007). Paradójicamente, para Colombia no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria, ni siquiera cuando se consideran quiebres estructurales. Los autores atribuyen este resultado a las fuertes variaciones estacionales en los datos mensuales, pero tampoco rechazan la hipótesis de raíz unitaria cuando incorporan este factor de manera explícita.

3 Suma de coeficientes autorregresivos

Como sucedía para el nivel de integración, las medidas de persistencia para series $I(0)$ se reducen sensiblemente cuando se consideran cambios estructurales. Altissimo *et al.* (2006, tabla 3.1), por ejemplo, comparan la suma de los coeficientes autorregresivos para estudios realizados en la Unión Europea con series largas de tiempo, cuya media es cercana a 0,9, con las de otros estudios que consideran períodos cortos de tiempo o cambios en la media, cuya media es cercana a 0,6.

31 También Evans y Wachtel (1993).

Por otra parte, la persistencia parece ser baja cuando se cuenta con un ancla monetaria bien establecida. Así, Benati (2008) encuentra que la persistencia inflacionaria ha sido reducida bajo el patrón oro y con la adopción del euro por parte de algunos países de la Comunidad Europea y del régimen de inflación objetivo en el Reino Unido, Canadá y Australia.

Sin embargo, existe una enorme polémica sobre la existencia (o no) de menor persistencia inflacionaria en las décadas recientes, presumiblemente como consecuencia de los cambios en la política monetaria. Por un lado, Brainard y Perry (2000), Taylor (2000) y Kim, Nelson y Piger (2001) encuentran que la persistencia inflacionaria en la era Volcker-Greenspan fue sustancialmente menor que en las décadas previas. Resultados similares obtienen Evans y Wachtel (1993) y Kang, Kim y Morley (2009), según la metodología Markov-*switching*. Mishkin (2007) y Fuhrer (2009) también encuentran descensos importantes en la suma de coeficientes autorregresivos en períodos recientes³². Ravenna (2000) documenta una fuerte caída en la persistencia para el período posterior a 1990 en Canadá.

Por otro lado, buena parte de los demás trabajos llegan a conclusiones opuestas. Benati (2008, tablas 7 y 8) presenta quizá la investigación más exhaustiva sobre el comportamiento de la persistencia inflacionaria en Estados Unidos desde el período colonial. El autor no encuentra un cambio significativo en la suma de coeficientes autorregresivos entre el período denominado de “alta inflación” y el período de estabilización posterior a Volcker³³. Para doce países industrializados en el período 1984-2003 (y cuatro índices de precios), Levin y Piger (2004) hallan cambios importantes en la media, pero no en la suma de coeficientes autorregresivos. O’Reilly y Whelan (2004) no descubren cambios significativos para el área del euro como un todo y

32 Según Fuhrer (2009), para el índice de precios al consumidor el indicador pasó de 0,89 en 1966-2008 a valores cercanos a cero en 1995-2008 (el descenso es menor para el deflactor del PIB y aún menor para los indicadores de inflación básica). También se encuentra evidencia de cambios significativos en la persistencia para otros indicadores. El coeficiente de autocorrelación pasó de un promedio de 0,5 en los años setenta a 0,8 en 1975-1995, y a valores cercanos a cero en los últimos años. Los autocorrelogramas indican reducciones importantes, con valores que oscilan entre 0,7 y 0,5 para los tres primeros rezagos en el período 1966-1984 y valores cercanos a 0,3 en 1985-2008 (las reducciones en persistencia no son tan claras cuando se consideran indicadores de inflación básica).

33 No se encuentran cambios significativos en la persistencia para el deflactor del PIB, para el deflactor del producto nacional bruto (PNB) o para el denominado PCE (*personal consumption expenditure*); solo se presenta un cambio significativo para el índice de precios al consumidor (IPC).

concluyen que la suma de coeficientes autorregresivos es cercana a uno³⁴, mientras que Batini (2002) no encuentra cambios significativos en la persistencia cuando considera diferentes países de Europa. Como se mencionó arriba, tampoco detectan cambios significativos las estimaciones de la mayor raíz autorregresiva efectuados por Stock y Watson (2006) y Pivetta y Reis (2007).

Para los diez mayores países de América Latina, Capistrán y Ramos-Francia (2007) encuentran que la suma de coeficientes autorregresivos presenta entre enero de 1980 y junio de 2006 altos niveles en Uruguay y Venezuela, niveles medianos en Argentina, Brasil, Colombia y Ecuador, y niveles bajos en Chile, México y Perú, con resultados mixtos en Bolivia. Pero, nuevamente, algunos de los resultados cambian cuando se consideran los cambios en la media, en cuyo caso se encuentran niveles de persistencia relativamente bajos (frente a los niveles históricos) en al menos cinco de los diez países analizados: Argentina, Brasil, Ecuador, México y Perú, no se encuentran descensos significativos en Chile, Colombia y Venezuela, y existen incrementos en Uruguay y resultados mixtos en Bolivia. Los factores idiosincráticos dominan, especialmente, en Bolivia y México, pero poco en Chile, Perú y Uruguay³⁵.

Según los autores, Colombia presenta uno de los mayores coeficientes de autocorrelación para la inflación en niveles, tanto para el período completo (0,91), como para 1980-1989 (0,90), 1990-1999 (0,92) y 2000-2006 (0,85). Los resultados son más favorables (menos persistencia) en términos relativos cuando se considera la suma de los coeficientes autorregresivos, con valores de 0,79 (período completo), 0,59 (1980-1989), 0,62 (1990-1999) y 0,67 (2000-2006), cuando no se consideran quiebres, y de 0,58 (muestra total), 0,58 (1980-1989), 0,58 (1990-1999) y 0,68 (2000-2006) al incluir quiebres.

4 Metodología Markov-switching

La metodología Markov-*switching* o modelo *switching* de cambio de régimen reconoce que la serie temporal es estado dependiente. Es decir, que su comportamiento en

34 Los autores no encuentran cambios significativos en la suma de coeficientes, y tampoco en la media una vez corrigen la prueba de estabilidad de parámetros propuesta por Andrews (1993).

35 De todas formas, los factores comunes explican entre el 15% y el 30% (dependiendo de la metodología) de las variaciones en la persistencia en los distintos países. Capistrán y Ramos-Francia (2007) sugieren que en los años ochenta la dominancia fiscal fue un fenómeno relativamente común en todos los países de la región. El comportamiento favorable de la inflación en la última década posiblemente obedece al impacto de unas políticas adecuadas y de la globalización (Rogoff, 2003).

lo referente a la media, la varianza y la relación con su historia depende del régimen o estado de la economía, siendo tal estado generado por un proceso markoviano de primer orden. La ventaja de esta metodología para el estudio de la persistencia de la inflación, respecto a los modelos tradicionales, es que permite reconocer de manera endógena los cambios de régimen en el comportamiento del proceso autorregresivo a través del tiempo. En este caso, la persistencia se define como estado dependiente y se mide a través de la suma de los coeficientes autorregresivos asociados a cada estado.

Además, el modelo Markov-*switching* aplicado a la inflación permite analizar la persistencia o duración esperada de la inflación en cada régimen y la frecuencia de cambio de las expectativas por parte de los agentes privados, suponiendo que estos forman sus expectativas mediante reglas sencillas. Si la inflación es altamente persistente, entonces la regla de formación de las expectativas inflacionarias por parte de los agentes privados no cambiará frecuentemente. El supuesto de cambios relativamente abruptos es particularmente relevante debido a que la persistencia inflacionaria está posiblemente atada a cambios en el régimen monetario y a la reputación del Banco Central³⁶.

5 Metas de inflación

Robalo Marquez (2004) enfatiza que cualquier indicador de persistencia es condicional al supuesto que se haga sobre la inflación de mediano y largo plazo, la cual, además, puede ser variable en el tiempo. En la misma dirección, buena parte de la literatura reciente tiende a asignarle un papel importante a la alta persistencia de la meta de inflación como determinante de la persistencia en la inflación observada (Altissimo *et al.*, 2006).

Como se mencionó, Stock y Watson (2006) consideran que la inflación observada resulta de la suma de un componente transitorio y un componente permanente, este último modelado como un paseo aleatorio, con raíz unitaria y asociado con la meta de inflación implícita en Estados Unidos. Los autores encuentran que la reducción de la varianza de la inflación observada en los últimos años se debe a la reducción en la varianza de ese componente permanente. En la misma dirección, Cogley, Primiceri y Sargent (2009) encuentran una reducción marcada de la persistencia de $\pi - \pi^*$, siendo π^* la meta de inflación, y Kang *et al.* (2009) encuentran que $\pi - \pi^*$ es estacionario en el período completo 1959:Q1-2006:Q2.

³⁶ Véanse Cogley y Sbordone (2005), Benati (2008) y Kang *et al.* (2009).

IV. PERSISTENCIA ESTADÍSTICA EN COLOMBIA

Como se mencionó arriba, la medición de la persistencia estadística constituye un primer paso en el análisis de la dinámica de la inflación y debería servir de base a un análisis posterior sobre el comportamiento y dinámica de las variables estructurales que la determinan, con preguntas sobre la IS, la regla de Taylor y la curva de Phillips, principalmente.

En este contexto, resulta central el análisis del orden de integración de la serie. Si la inflación es integrada de orden uno $I(1)$, se dice que es extremadamente persistente, pues todo choque sobre ella es de carácter permanente y no hay reversión a su comportamiento anterior. En el caso en el que la inflación sea estacionaria, $I(0)$, todo choque se diluye y es posible determinar el tiempo necesario para revertir a la media. En caso tal, conviene utilizar los dos mejores indicadores de persistencia: la suma de los coeficientes autorregresivos y la función impulso-respuesta. Finalmente, como se mencionó antes, no solo es importante considerar la dinámica de la inflación, sino también la de la brecha entre la inflación observada y la meta $(\pi_t - \pi_t^*)$.

En las Secciones IV.A-B se evalúa el orden de integración de la inflación total en Colombia³⁷, considerando los períodos comprendidos entre: a) 1960:08-2010:06, b) 1980:01-2010:06 y c) 1990:01-2010:06. La evidencia de un comportamiento estacionario de la serie durante el último período permite examinar si esta es gobernada o no por un proceso autorregresivo Markov-*switching*; es decir, si la inflación exhibe en dicho período diferentes estados de la naturaleza. Se encuentran dos regímenes: el régimen anterior, comprendido entre 1990:01 y 2000:01, y el régimen actual entre 2000:02 y 2010:06, y se investiga el comportamiento de la suma de los coeficientes autorregresivos y la función impulso-respuesta en cada uno de ellos. La Sección IV.C considera el comportamiento de la brecha entre la inflación y la meta $(\pi_t - \pi_t^*$, en lugar de π_t), y construye una medida de persistencia cambiante en el tiempo con base en la combinación de un filtro de Kalman y un procedimiento de optimización no lineal.

³⁷ Se utiliza la inflación mensual anualizada $1200 * \ln(P_t / P_{t-1})$, donde P_t es el IPC desestacionalizado. La desestacionalización se lleva a cabo mediante el procedimiento X11. Esta serie difiere de aquella utilizada en las discusiones de política económica en Colombia, definida como $100 * \ln(P_t / P_{t-12})$, la cual suaviza los choques que duran menos de doce meses y muestra, por lo tanto, una mayor persistencia (Payaa, Duarteb y Holdenc, 2010).

A. EXAMEN DEL ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES

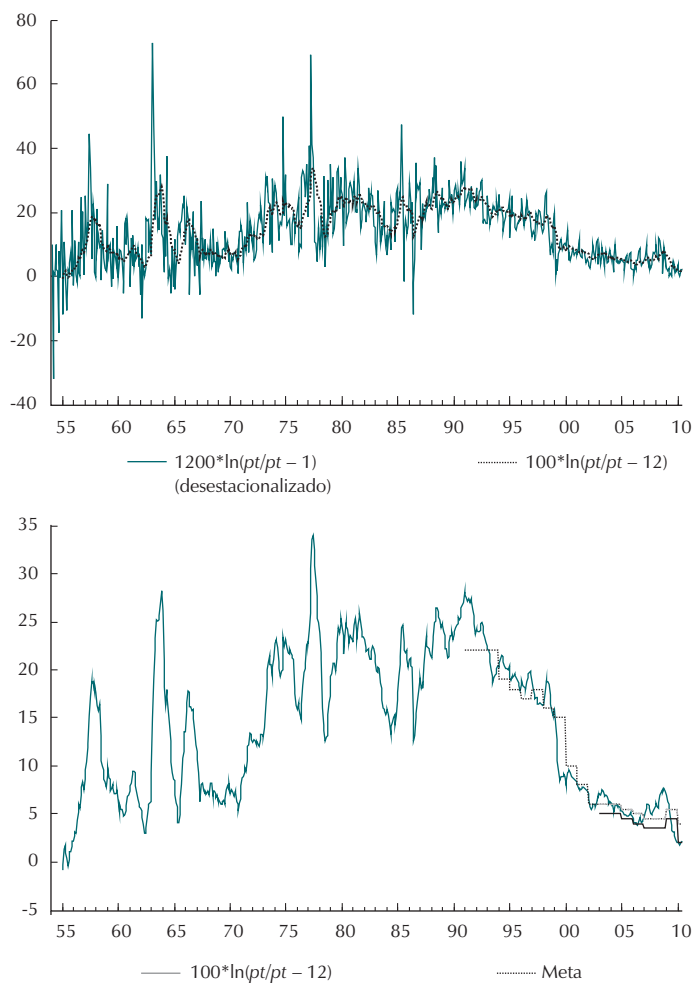
En la parte superior del Gráfico 1 se presenta la evolución de la inflación mensual anualizada, definida por $1200 * \ln(P_t / P_{t-1})$, y de la inflación anual considerada mes a mes, definida por $100 * \ln(P_t / P_{t-12})$. Como es de esperar, la segunda serie exhibe menor volatilidad, pues esta suaviza aquellos choques que se diluyen en menos de un año. En la parte inferior del Gráfico se presenta nuevamente la inflación anual y la meta de inflación establecida cada año por el Banco Central. De acuerdo con la Ley del Banco, este propende al cumplimiento de la meta de inflación en diciembre, establecida en noviembre del año anterior. Así, la meta fijada para 1991 fue 22%, pero no se cumplió, porque la inflación observada en diciembre de dicho año fue 23,8%. La Junta Directiva del Banco Central colombiano estableció metas puntuales en el período comprendido entre 1991 y 2002, y rangos meta en los años posteriores. Además, desde 2001 anunció un rango meta de largo plazo de 3%, más o menos un punto porcentual.

Con el propósito de examinar el grado de integración de la serie de inflación, se lleva a cabo la prueba de Enders y Granger (1998), la cual postula, bajo la hipótesis nula, la existencia de raíz unitaria y, bajo la alterna, un ajuste asimétrico del proceso. En el caso particular, la prueba se lleva a cabo utilizando como atractor (intercepto y tendencia lineal) un proceso autorregresivo de orden mayor para garantizar ruido blanco en los residuales de la regresión auxiliar y las especificaciones alternativas: TAR y M-TAR. El Cuadro 1 reporta los resultados de la prueba.

Así, la inflación anualizada para el período comprendido entre enero de 1990 y junio de 2010 se considerará sin raíz unitaria y con estados asimétricos de comportamiento alrededor de un atractor. Además, como se mencionó anteriormente, es difícil pensar que en un régimen de inflación objetivo la inflación puede alejarse permanentemente de su nivel de largo plazo³⁸.

38 Se mencionó en el Apartado B de la Sección III que Stock y Watson (2006) y Cogley et al. (2009), entre otros, consideran una estrategia diferente. Según estos autores, la serie de inflación puede ser $I(1)$ (algunas de las pruebas estadísticas no permiten descartar dicha hipótesis para Estados Unidos), gracias a la influencia de las metas de largo plazo que implícita o explícitamente adopta el Banco Central. Por ello, los autores proponen analizar las propiedades estadísticas del diferencial entre la inflación y la meta de largo plazo.

Gráfico 1
 Inflación anual (panel superior) y trimestral anualizada



Fuente: DANE y cálculos propios.

Cuadro 1
 Pruebas de raíz unitaria

Modelo	Atractor	Función indicadora	Número de rezagos	Ljung-Box	ϕ_τ	V. C.
TAR	$a_0 + a_1 t$	$I(\pi_{t-1} \geq 0)$	5	0,207	6,54	$\alpha = 0,05: 6,12$ $\alpha = 0,10: 5,18$
M-TAR	$a_0 + a_1 t$	$I(\Delta\pi_{t-1} \geq 0)$	4	0,104	9,28	$\alpha = 0,05: 6,65$ $\alpha = 0,10: 5,64$

Fuente: cálculos de los autores.

Es de recordar que el hecho de que una serie sea $I(0)$ implica que todo choque se diluye a través del tiempo. Una variable $I(1)$ será persistente, lo cual significa que los choques que la afecten tendrán efectos duraderos, que evitarán que la serie retorne a un nivel previamente definido. Se ha observado recientemente que las variables macroeconómicas, como la tasa de inflación, pueden tener rasgos de estacionariedad o no estacionariedad dentro de períodos específicos. De esa forma, algunas series pueden pasar de comportamientos $I(0)$ a $I(1)$, o viceversa. Hay un importante número de trabajos que señalan que el régimen monetario en vigor tiene un impacto importante en las propiedades de persistencia de la inflación. Tal podría ser el caso para Colombia, luego de la adopción del régimen de inflación objetivo.

B. MODELO DE CAMBIO DE RÉGIMEN (MARKOV-SWITCHING)

Dada la estacionariedad de la serie de inflación anualizada en el período 1990-2010, se procede a analizar en esta sección si el comportamiento de la inflación es régimen dependiente en tal período. En particular, teniendo en cuenta la adopción de un régimen de inflación objetivo en Colombia en 1999 (Vargas, 2007), se considera la posible existencia de dos regímenes o estados de la naturaleza para la inflación³⁹. El régimen actual podría caracterizarse por un objetivo de inflación creíble con expectativas ancladas a las metas, algo que no sucedía en el régimen anterior. Sería de esperar que el índice de persistencia sea menor en el régimen actual. En el ejercicio se utiliza como indicador de persistencia la suma de coeficientes autorregresivos.

Para caracterizar el proceso generador subyacente de la inflación en Colombia durante los años comprendidos entre 1990 y 2010 mediante un modelo Markov-*switching regime* o *modelo de cambio de régimen*, se sigue a Hamilton (1994) y Krolzig (1997). Se encuentra que el modelo describe la inflación como un proceso gobernado por dos regímenes o estados de la naturaleza que cambian entre sí de acuerdo con un proceso markoviano de orden uno. Es decir, donde la probabilidad de estar en un estado o régimen particular tan solo depende del estado del período anterior. La metodología permite explicar la inflación mediante un esquema autorregresivo con parámetros cambiantes a través de los estados.

³⁹ Sobre las características de la política monetaria en la década de los noventa, véanse Hernández y Tolosa (2001).

El método Markov-*switching* utilizado postula que todos los parámetros dependen de una variable no observable S_t , llamada variable de estado. Tal variable caracteriza el estado o régimen existente en el período t y toma los valores 1 y 2, ..., K , siendo K el número de regímenes considerados en el modelo. Cada uno de los estados describe un determinado comportamiento inflacionario. Por ejemplo, si $K = 2$, un estado o régimen describirá una situación de baja inflación y baja volatilidad, en tanto que el otro describirá una situación de alta inflación y alta volatilidad. De esta manera, el modelo Markov-*switching* utilizado permite que cada régimen se caracterice por determinada media, varianza y nivel de persistencia.

Con base en los resultados de diferentes pruebas estadísticas, se encuentra que la especificación que mejor describe el proceso de cambio de régimen de la inflación en Colombia es la que corresponde al modelo MSIAH⁴⁰. Esta sigla se debe a Krolzig (1997) y significa que tanto el intercepto (I) como los parámetros autorregresivos (A) y la matriz de varianza-covarianza (H) son dependientes del régimen. Así, se considera que la inflación sigue un proceso autorregresivo estado dependiente en todos los parámetros, planteado en la ecuación (11).

$$\pi_t = \mu_{S(t)} + \phi_{1_{S(t)}} \pi_{t-1} + \dots + \phi_{p_{S(t)}} \pi_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

donde π_t es la inflación y $S_t \in \{0,1\}$ es una variable discreta no observada que representa el estado de la economía. A partir del comportamiento de esta variable, se define el régimen 1, o actual, cuando $S_t = 0$, y el régimen 2, o anterior, cuando $S_t = 1$. El término de perturbación ε_t sigue una distribución normal con varianza estado dependiente:

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2). \quad (12)$$

Es decir, la varianza depende del estado de la naturaleza en el cual se encuentre la economía:

$$\begin{aligned} \sigma_{S_t}^2 &= \sigma_0^2(1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t, \\ \sigma_0^2 > 0, \sigma_1^2 > 0 \end{aligned} \quad (13)$$

⁴⁰ Markov switching intercept autoregressive parameters heteroscedasticity.

Un comportamiento similar se observa en los diferentes parámetros autorregresivos del modelo:

$$\varphi_{jS_t} = \varphi_{j0}(1 - S_t) + \varphi_{j1}S_t, \quad j = 1, \dots, p. \quad (14)$$

En las ecuaciones (15) y (16) se presentan las probabilidades de cambio de régimen o de transición de estado.

$$P[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p \quad P[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = q \quad (15)$$

$$P[s_t = 1 | s_{t-1} = 0] = 1 - p \quad P[s_t = 0 | s_{t-1} = 1] = 1 - q. \quad (16)$$

La persistencia será determinada por la suma de los coeficientes autorregresivos en cada régimen:

$$\alpha_{S(t)} = \sum_{i=1}^p \phi_{S(t)}. \quad (17)$$

En el Cuadro 2 se reportan los resultados de la estimación del modelo MSIAH para la inflación total en Colombia en el período 1990:01-2010:06, cuando se consideran dos estados de la naturaleza. El régimen 1 o actual corresponde al período comprendido entre 2000:02 y 2010:06 y se caracteriza por exhibir un nivel bajo y poco volátil de inflación; mientras que el régimen 2 o anterior, comprendido entre 1990:01 y 2000:01, se caracteriza por una inflación alta y muy volátil.

Con el propósito de verificar la existencia de cambios estadísticos en los parámetros del modelo para cada régimen, se llevan a cabo pruebas sobre diferencias de: a) interceptos, b) coeficientes asociados a la tendencia determinística y c) nivel de persistencia de la inflación o suma de los coeficientes autorregresivos del modelo. A un nivel de significancia del 12%, las pruebas señalan que cada estado de la naturaleza presenta interceptos y parámetros de tendencia estadísticamente diferentes. Los resultados también señalan que el régimen anterior exhibe mayor volatilidad y que la varianza asociada al régimen anterior no pertenece al intervalo de varianza estimado para el régimen actual.

Sin embargo, no se encuentran diferencias en persistencia entre los dos estados. La suma de coeficientes autorregresivos desciende de 0,336 en el régimen anterior (1990:01-2000:01) a 0,226 en el régimen actual (2000:02-2010:06), pero esta diferencia no es estadísticamente significativa, con un *p-value* para la diferencia de 0,552.

Cuadro 2 Estimación MSIAH: inflación

	Régimen_1 Actual : ($S_t = 0$)		
	Coefficiente	Std.	Estadística <i>t</i>
Const	11,035	2,063	5,34
Infla_1	0,332	0,083	4,02
Infla_2	0,061	0,075	0,82
Infla_3	-0,126	0,072	-1,76
Infla_4	-0,040	0,069	-0,58
Tendencia	-0,038	0,008	-4,75

Error estándar: 1,936.
 Intervalo de confianza para la varianza: $I = [3,45; 5,10]$.
 Suma de coeficientes autorregresivos: 0,2267.

	Régimen_2 Anterior: ($S_t = 1$)		
	Coefficiente	Std.	Estadística <i>t</i>
Const	16,75	3,339	5,02
Infla_1	0,425	0,100	4,25
Infla_2	-0,056	0,111	-0,51
Infla_3	0,234	0,113	2,10
Infla_4	-0,267	0,103	-2,59
Tendencia	-0,059	0,012	-4,61

Error estándar: 3,68.
 $\sigma^2_{Régimen_2} \neq 1$
 Suma de coeficientes autorregresivos: 0,336.
p-values.
 Diferencia de interceptos: 0,120.
 Diferencia de tendencia: 0,116.
 Diferencia de suma de coeficientes: 0,552.
 Fuente: cálculos de los autores.

Finalmente, en el Cuadro 3 se presenta la matriz de transición de probabilidades de Markov y se observa que los regímenes son absorbentes: una vez se entra a un régimen particular, se tiene una probabilidad muy baja de salida. En particular, la probabilidad de permanecer en el régimen anterior estando en este es 0,9824 y la de permanecer en el régimen actual es 0,9905.

Cuadro 3 Matriz de transición

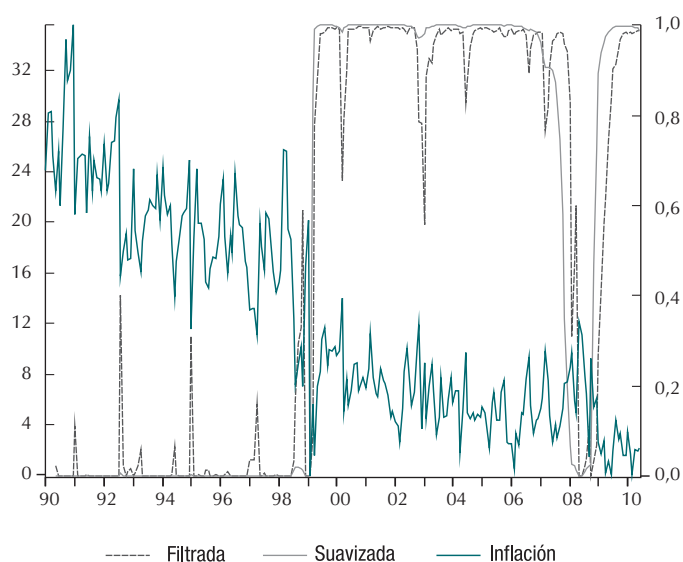
	Régimen 1 - Actual	Régimen 2 - Anterior
Régimen 1 - Actual	0,9905	0,0095
Régimen 2 - Anterior	0,0176	0,9824

Fuente: cálculos de los autores.

La alta probabilidad de permanecer en el régimen actual no es garantía, sin embargo, de que no se regrese al pasado. El Gráfico 2 representa la probabilidad de que la inflación en un determinado período de tiempo t esté gobernada por el régimen actual. Allí puede observarse que durante los meses comprendidos entre noviembre de 2007 y octubre de 2008, la inflación cambió temporalmente al régimen anterior, caracterizado por una alta inflación y volatilidad. Durante dicho período, la economía colombiana se vio afectada por un choque internacional de precios de los alimentos y energía, que pudo haber tenido graves consecuencias en el frente inflacionario. Por fortuna, la reacción de las autoridades y la nueva caída en los precios internacionales mitigó el impacto y devolvió la economía al régimen de baja inflación y volatilidad alcanzado desde 2000.

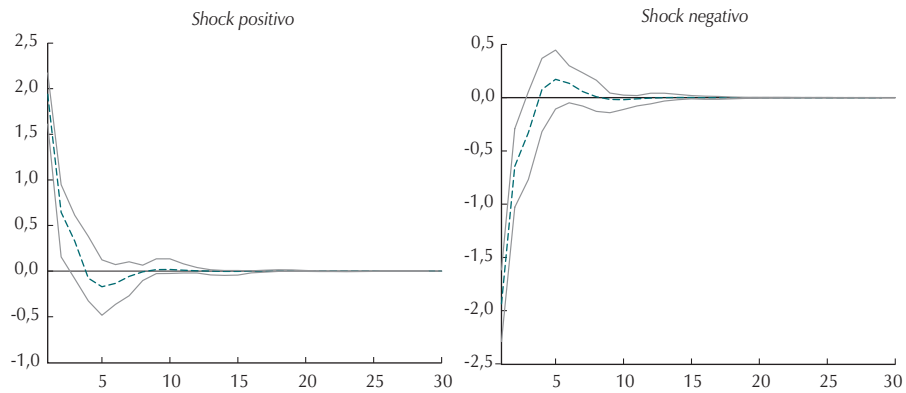
Las funciones que se presentan en los Gráficos 3 y 4 sugieren que un choque positivo sobre la inflación se diluye en cuatro meses en el régimen actual y en cinco meses en el régimen anterior. En otras palabras, como se mencionó arriba cuando se comparó la suma de coeficientes autorregresivos, la persistencia inflacionaria parece haber descendido muy poco en Colombia en las últimas dos décadas. Además, el comportamiento poco asimétrico ante choques positivos y negativos entre estados se debe a que el sistema en cada régimen es lineal y la matriz de transición presenta una diagonal principal absorbente.

Gráfico 2
Probabilidad del régimen 1 o actual



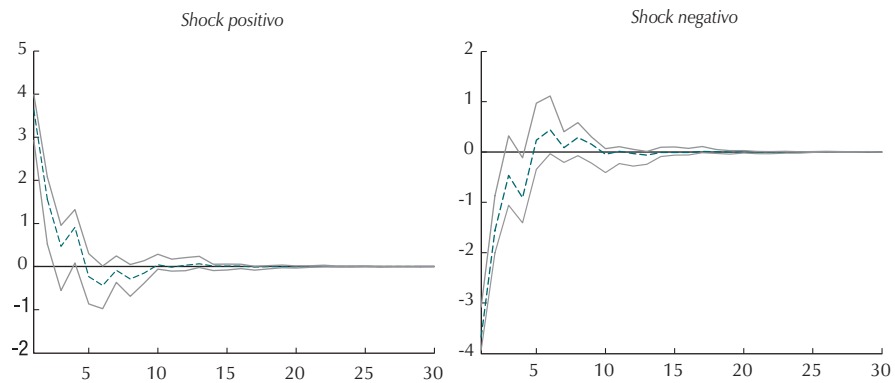
Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 3
Análisis de impulso-respuesta. Inflación total, régimen actual



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 4
Análisis de Impulso Respuesta. Inflación total anualizada, régimen anterior



Fuente: cálculos de los autores.

C. PERSISTENCIA DE LA BRECHA DE INFLACIÓN

La persistencia de la inflación se ha reducido poco en las últimas dos décadas (sección anterior), pero ello podría deberse a que las metas de inflación del Banco Central fueron altamente persistentes en ambos períodos (parte inferior del Gráfico 1). Por ello, siguiendo a Cogley *et al.* (2009), entre otros, en esta sección se analiza la persistencia de la variable $\pi_t - \pi_t^*$ (en lugar de π_t), donde π_t^* corresponde a la meta

de inflación propuesta por el Banco Central cada año. La variable π_t^* corresponde también a la tendencia de largo plazo cuando las metas del Banco son totalmente creíbles. Como se mencionó arriba, Stock y Watson (2006) proponen una estrategia alternativa en la que se estima la tendencia estocástica de largo plazo (y un componente estacionario) y se asocia dicha tendencia con lo que los agentes estiman es la meta de inflación implícita o explícita del Banco Central.

Se utiliza un modelo que permite observar cambios en la persistencia a través del tiempo y que se presenta en la ecuación (18).

$$\pi_t = \pi_t^* + \rho_t (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + u_t + \sum_{i=1}^{11} \theta_i u_{t-i}, \quad (18)$$

donde ρ_t corresponde al parámetro de persistencia (cambiante en el tiempo) de la serie y π_{t-1}^* es la meta de inflación del período anterior. En esta oportunidad la inflación anual π_t se define como $100 * \ln(P_t / P_{t-12})$, más comparable con la meta anual de inflación fijada por el Banco Central que la inflación mensual anualizada $[(1200 * \ln(P_t / P_{t-1}))]$ utilizada en los ejercicios anteriores, aun cuando se presentan al final de la sección algunos comentarios que permiten comparar el valor de la persistencia en ambos ejercicios. La modelación a través de un esquema autorregresivo de orden uno introduce en este caso una estructura MA(11) en el término de perturbación.

Adicionalmente, la ecuación (19) presenta la ley de evolución del parámetro ρ_t :

$$\rho_t = \rho_{t-1} + w_t. \quad (19)$$

Las ecuaciones (18) y (19) se llevan a una representación estado-espacio formulada en las ecuaciones de medida y de transición (20) y (21):

$$\pi_t = H_t' \xi_t + A_t \quad (20)$$

$$\xi_t = F \xi_{t-1} + v_t, \quad (21)$$

con R y Q en (24) y (25) las matrices de varianza-covarianza de la ecuación de medida y transición y ξ_0 el vector de estado inicial, el cual debe satisfacer $E[v_t, \xi_0] = 0$.

Las ecuaciones (22) y (23) corresponden a las ecuaciones de medida y transición de la representación estado-espacio en forma matricial y las ecuaciones (24) y (25) a las matrices de varianza-covarianza correspondientes.

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_w^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 & 0 & 0 \\ & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & & 0 & 0 \\ & & & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}_{13 \times 13} \quad (25)$$

El Gráfico 5 presenta los resultados acerca de la evolución de la persistencia representada en la evolución del parámetro ρ_t ⁴¹. Dicho parámetro se elevó en el período 1992-1995 desde niveles inferiores a 0,72 hasta valores superiores a uno al final del período, y se mantuvo en niveles estables y “altos” entre 1999 y 2007 (valor promedio de 0,88). Luego de una caída pronunciada pero poco duradera en algunos meses de 2008, se elevó en los semestres finales al nivel más alto observado en el período completo. El incremento que se observa al final del ejercicio concuerda con el incremento de la inflación que tuvo lugar en ese período como consecuencia de un choque de oferta producido por los mayores precios internacionales de los alimentos.

Los resultados son consistentes con los de la sección anterior, en el sentido de que el valor de ρ_t no parece haberse reducido significativamente con la adopción del régimen de inflación objetivo. Por el contrario, tendió a elevarse de manera preocupante durante todo el 2009 y parte de 2010. Nuestro ejercicio termina en marzo de 2010, pero un ejercicio preliminar con nueva información parece sugerir que la persistencia ha bajado nuevamente a los niveles del pasado, en parte gracias a que las autoridades respondieron al choque externo con incrementos significativos en las tasas de interés y a que el choque internacional perdió fuerza durante el resto del año. La inflación se ubicó en niveles sorprendentemente bajos durante el resto de 2010 y podría terminar el año en un nivel inferior a 2,7%.

Los valores de la persistencia ρ_t obtenidos en esta sección para $\pi_t - \pi_t^*$ no son comparables directamente con los de la sección anterior, en parte porque las series de inflación utilizadas son diferentes. En esta sección se empleó la serie $100 * \ln(P_t / P_{t-12})$, con lo cual se permite una comparación directa con las metas

41 Es de señalar que la senda de la persistencia resulta robusta a los valores iniciales de los parámetros y del vector de estado.

anuales de inflación fijadas por el banco central, mientras que en la sección anterior se utilizó la serie $1200 * \ln(P_t / P_{t-1})$ (véase la nota del pie de página 38).

No obstante, como cabría esperar y como lo sugiere Robalo Marquez (2004), la persistencia que resulta cuando se “descuenta” la inflación de mediano plazo (esta sección) debe ser mucho menor que cuando no se “descuenta” (sección anterior)⁴². Ello también ocurre en nuestro caso, si se considera que la serie $1200 * \ln(P_t / P_{t-1})$ puede expresarse como:

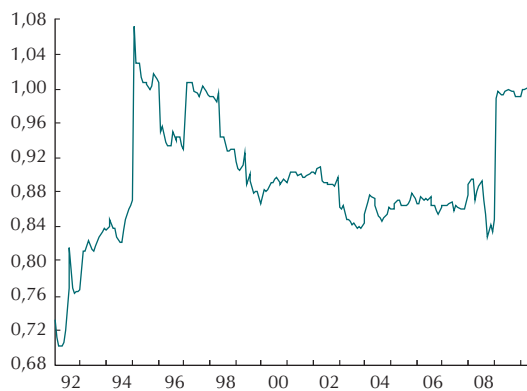
$$\pi_t = \ln(p_t / p_{t-1}) + \ln(p_{t-1} / p_{t-2}) + \dots + \ln(p_{t-11} / p_{t-12}) = \pi_t^{mes} + \pi_{t-1}^{mes} + \dots + \pi_{t-11}^{mes}.$$

Por ello, el modelo original se puede escribir como:

$$\pi_t^{mes} = (\pi_t^* - \rho_t \pi_{t-1}^*) + (\rho_t - 1)\pi_{t-1}^{mes} + (\rho_t - 1)\pi_{t-2}^{mes} + \dots + (\rho_t - 1)\pi_{t-11}^{mes} + (\rho_t - 1)\pi_{t-12}^{mes} + u_t. \tag{26}$$

La ecuación (26) corresponde a un AR(12) con tendencia dada por $\pi_t^* - \rho_t \pi_{t-1}^*$, con componente estacional $\rho_t \pi_{t-12}^{mes}$, y con persistencia $(\rho_t - 1)\pi_{t-j}^{mes}$. La suma de coeficientes será entonces $13\rho_t - 12$, cuyo mínimo ocurre cuando $\rho = 0,92$, un valor relativamente cercano a los que se observan en el Gráfico 5.

Gráfico 5
 Evolución de la persistencia



Fuente: cálculos de los autores.

42 Se agradece a Luis Eduardo Rojas la sugerencia sobre este desarrollo.

Cuadro 4
Estimación de la representación estado-espacio

Resultados del procedimiento de optimización		
Parámetro	Estimación	Función gradiente
θ_1	0,7367	0,00128
θ_2	0,6311	-0,00016
θ_3	0,7135	-0,00061
θ_4	0,5445	-0,00134
θ_5	0,4131	-0,00087
θ_6	0,5095	0,000009
θ_7	0,5214	-0,00017
θ_8	0,5621	0,00077
θ_9	0,7133	-0,00041
θ_{10}	0,6786	0,00034
θ_{11}	0,5465	0,00076
σ_u^2	0,00020	0,00164
σ_w^2	0,1548	-0,00064
Valor de la función objetivo: -429,67		

Fuente: cálculos de los autores.

V. IMPLICACIONES DE POLÍTICA Y CONCLUSIONES

La medición de la persistencia de forma reducida o estadística es un paso esencial en la comprensión de las fuerzas estructurales que la gobiernan. Un primer hallazgo de este trabajo es que la serie de inflación anual es estacionaria alrededor de una tendencia determinística en el período comprendido entre enero de 1990 y junio de 2010, lo que implica que los choques sobre la inflación se diluyen en el tiempo.

En segundo lugar, la utilización del método *Markov-switching* para un esquema autorregresivo encuentra dos estados de la naturaleza. En el período 1990:01-2000:01 (estado anterior) la inflación era alta y muy volátil, mientras que en el período

2000:01-2010:06 (estado actual) la inflación es baja y menos volátil. Ello sugiere que el esquema de inflación objetivo adoptado a finales de la década de los noventa tuvo un impacto sobre algunas características de la inflación.

Sin embargo, no se presenta una reducción estadísticamente significativa en la persistencia. La suma de coeficientes autorregresivos descendió desde 0,336 en el régimen anterior a 0,226 en el régimen actual, pero esta diferencia no resulta estadísticamente significativa. En la misma dirección, las funciones impulso-respuesta en cada período indican que el choque positivo desaparece en cinco meses en el régimen anterior y en cuatro meses en el régimen actual, mientras que el choque negativo desaparece en un mes en ambos regímenes.

En tercer lugar, se presenta poco espacio para la complacencia de las autoridades económicas, pues la persistencia de la inflación retornó en 2007-2008 al régimen anterior caracterizado por alta inflación y volatilidad. Por fortuna, se presentó pronto una descolgada en el precio internacional de los alimentos y las autoridades reaccionaron con prontitud y energía.

En cuarto lugar, y en línea con los resultados anteriores, tampoco se observa un descenso importante en la persistencia a partir de 1999, cuando se trabaja con el diferencial entre la inflación observada y la meta.

Buena parte del programa de investigación internacional reciente sobre persistencia inflacionaria ha estado referido a la relación entre la persistencia estadística y la persistencia estructural, lo cual sugiere un programa de investigación de largo plazo para Colombia. La persistencia inflacionaria está relacionada cercanamente con los parámetros τ_π en la regla de Taylor, σ_r en la IS y ϕ_x en la curva de Phillips, pero, sobre todo, con la existencia o no de la inflación rezagada π_{t-1} en la curva de Phillips. Esta ha sido quizá la discusión central en macroeconomía durante los últimos treinta años, y continúa vigente.

REFERENCIAS

1. Altissimo, F.; Ehrmann, M.; Smets, F. "Inflation Persistence and Price-setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the Evidence", *Occasional Paper Series*, núm. 46, European Central Bank, 2006.
2. Andrews, D. W. K. "Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, vol. 61, núm. 4, pp. 821-856, 1993.
3. Andrews, D. W. K.; Chen, H.-Y. "Approximately Median-unbiased Estimation of Autoregressive Models with Applications to U. S. Macroeconomic and Financial Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12 núm. 2, pp. 187-204, 1994.
4. Angeloni, I.; Aucremanne, L.; Ehrmann, M.; Gali, J.; Levin, A. T.; Smets, F. "New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modelling", *Economics Working Papers*, núm. 910, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, 2005.
5. Bai, J.; Ng, S. "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, pp. 1127-1177, 2004.
6. Baillie, R. T.; Chung, C.-F.; Tieslau, M. A. "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFINA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, núm. 11, pp. 23-40, 1996.
7. Ball, L. M. "Disinflation With Imperfect Credibility", *Working Paper*, núm. 3983, NBER, 1992.
8. Ball, L. M. "What Determines the Sacrifice Ratio?", *Working Paper Series*, núm. 4306, NBER, 1993.
9. Batini, N. "Euro Area Inflation Persistence" *Working Paper Series*, núm. 201, European Central Bank, 2002.
10. Baum, C. F.; Barkuolas, J. T.; Caglayan, M. *Persistence in International Inflation Rates*, Mimeo, 2010.
11. Beechey, M.; Osterholm, P. "The Rise and Fall of U. S. Inflation Persistence", *Working Paper*, núm. 18, Upsala University, 2009.
12. Benati, L. "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes", *Working Paper Series*, núm. 85, European Central Bank, 2008.
13. Blinder, A. S. "Why are Prices Sticky? Preliminary Evidence from an Interview Survey", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 2, 89-96, 1991.
14. Bordo, M. D.; Haubrich, J. G. "The yield curve, recessions, and the credibility of the monetary regime: Long-run evidence 1875-1997", *Working Paper*, núm. 10431, NBER, 2004.
15. Brainard, W. "Uncertainty and the Effectiveness of Policy", *American Economic Review*, vol. 57, núm. 2, pp. 411-425, 1967.
16. Brainard, W.; Perry, G. "Making Policy in a Changing World", en G. Perry y J. Tobin (Eds.), *Economic Events, Ideas, and Policies: The 1960s and After*, Brookings Institution, 2000.
17. Calvo, G. A. "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, núm. 12, pp. 383-398, 1983.
18. Capistrán, C.; Ramos-Francia, M. *Inflation Dynamics in Latin America*, Banco de México, 2007.
19. Cecchetti, S., et al. *Understanding the Evolving Inflation Process*, US Monetary Policy Forum, 2007.
20. Cecchetti, S.; Rich, R. W. "Structural Estimates of the U.S. Sacrifice Ratio", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 19, núm. 4, pp. 416-427, 2001.
21. Christiano, L.; Eichenbaum, M.; Evans, C. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects

- of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, núm. 113, pp. 1-45, 2005.
22. Clarida, R. H.; Gali, J.; Gertler, M. “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, núm. 1, pp. 147-180, 2000.
 23. Cogley, T.; Primiceri, G. E.; Sargent, T. J. “Inflation-gap Persistence in the U. S.”, *Working Paper Series*, núm. 13749, NBER, 2009.
 24. Cogley, T.; Sbordone, A. M. “A Search for a Structural Phillips Curve”, *Staff Reports*, núm. 203, Federal Reserve Bank of New York, 2005.
 25. Cogley, T.; Sbordone, A. M. “Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve”, *Staff Reports*, núm. 270, Federal Reserve Bank of New York, 2006.
 26. Collard, F.; Dellas, H. “The New Keynesian Model with Imperfect Information and Learning”, *Working Paper*, University of Toulouse, 2004.
 27. Dickey, D. A.; Fuller, W. A. “Distribution of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root”, *JASA*, núm. 4, pp. 427-431, 1979.
 28. Dupuis, D. “The New Keynesian Hybrid Phillips Curve: An Assessment of Competing Specifications for the United States”, *Working Paper*, núm. 31, Bank of Canada, 2004.
 29. Enders, W.; Granger, C. W. J. “Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 16, núm. 3, pp. 304-11, 1998.
 30. Erceg, C. J.; Levin, A. T. 2001. *Imperfect Credibility and Inflation Persistence*, Federal Reserve Board.
 31. Estrella, A.; Fuhrer, J. “Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational-expectations Models”, *American Economic Review*, vol. 92, núm. 4, pp. 1013-1028, 2002.
 32. Evans, M. D.; Wachtel, P. “Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, núm. 3, pp. 475-511, 1993.
 33. Franta, M.; Saza, B.; Smidkova, K. “Inflation Persistence: Euro Area and New EU Member States”, *Working Paper Series*, núm. 810, European Central Bank.
 34. Friedman, M. “The Role of Monetary Policy”, *American Economic Review*, núm. 58, pp. 1-17, 1968.
 35. Fuhrer, J. “The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation”, *New England Economic Review*, pp. 3-16, 1995.
 36. Fuhrer, J. *Inflation persistence*, Mimeo, 2009.
 37. Gali, J.; Gertler, M. “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Working Paper*, núm. 7551, NBER, 2000.
 38. Gómez, J. “Wage Indexation, Inflation Inertia and the Cost of Disinflation”, *Borradores de Economía*, núm. 198, Banco de la República, 2002.
 39. Goodfriend, M.; King, R. “The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy”, Mimeo, 1997.
 40. Hamilton, J. D. *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press, 1994.
 41. Hassler, U.; Wolters, J. “Long Memory in Inflation Rates: International Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, núm. 1, pp. 37-45, 2010.
 42. Henry, Ó. T.; Shields, K. “Is There a Unit Root in Inflation”, *Journal of Macroeconomics*, pp. 481-500, 2004.
 43. Hernández, A.; Tolosa, J. “La política monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa”, *Borradores de Economía*, núm. 172, Banco de la República, 2001.
 44. Julio, J. M.; Zárate, H.; Hernández, M. “Rigideces de precios al consumidor en Colombia”, *Mimeografía*, 2010.

45. Kang, K. H.; Kim, C.-J.; Morley, J. C. "Changes in U. S. inflation persistence", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol. 13, núm. 4, pp. 1-21, 2009.
46. Kim, C.-J.; Nelson, C. R.; Piger, J. M. "The Less-volatile U. S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2001.
47. Kim, J.-Y. "Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series", *Journal of Econometrics*, núm. 95, pp. 97-116, 2000.
48. Krolzig, H. M. "Markov-switching Vector Autoregressive. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis", en *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, Berlín, Springer, 1997.
49. Kumar, M. S.; Okimoto, T. "Dynamics of Persistence in International Inflation Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, núm. 6, pp. 1457-1479, 2007.
50. Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C.; Schmidt, P.; Shin, Y. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, vol. 54, núm. 1-3, pp. 159-178, 1992.
51. Levin, A. T.; Piger, J. M. "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?", *Working Paper Series*, núm. 334, European Central Bank, 2004.
52. Leybourne, S. J.; Kim, T.-H.; Smith, V.; Newbold, P. "Test For a Change in Persistence Against the Null of Difference-stationarity", *Econometric Journal*, núm. 6, pp. 290-310, 2003.
53. Linde, J. "Estimating new-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach", *Working Paper Series*, núm. 129, Sveriges Riksbank, 2005.
54. Mankiw, G. "The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment", *The Economic Journal*, vol. 111, núm. 471, pp. 45-61, 2001.
55. Milani, F. *Adaptive Learning and Inflation Persistence*, Department of Economics, University of California, Irvine, 2005.
56. Mishkin, F. S. "Inflation Dynamics", *Working Paper*, núm. 13147, NBER, 2007.
57. Murray, C.; Nikolsko-Rzhevskyy, A.; Papell, D. *Inflation Persistence and the Taylor Principle*, Munich Personal RePEc Archive, 2008.
58. O'Reilly, G.; Whelan, K. "Has Euro-area Inflation Persistence Changed Over Time?", *Working Paper Series*, núm. 335, European Central Bank, 2004.
59. Orphanides, A.; Williams, J. "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy", en B. Bernanke y M. Woodford, *The Inflation Targeting Debate*, University of Chicago Press, 2005.
60. Paloviita, M. "Inflation Dynamics in the Euro Area and the Role of Expectations: Further Results", *Research Discussion Papers*, núm. 21, Bank of Finland, 2004.
61. Payaa, I.; Duarteb, A.; Holdenc, K. *A Note on the Relationship Between Inflation Persistence and Temporal Aggregation*, Mimeo, 2010.
62. Phelps, E. S. "Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Inflation Over Time", *Economica*, núm. 135, pp. 254-281, 1967.
63. Phillips, P. C.; Perron, P. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, núm. 2, pp. 335-346, 1988.
64. Pivetta, F.; Reis, R. "The Persistence of Inflation in the United States", *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 31, núm 4, pp. 1326-1358, 2007.
65. Ravenna, F. "The Impact of Inflation Targeting in Canada: A Structural Analysis", *Job Market Paper*, 2000.
66. Robalo Marquez, C. "Inflation Persistence: Facts or Artefacts?", *Working Paper Series*, núm. 371, European Central Bank, 2004.

67. Rogoff, K. S. "Globalization and Global Disinflation", en *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2003.
68. Rose, A. K. "Is the Real Interest Rate Stable?", *Journal of Finance*, núm. 43, pp. 1095-1112, 1988.
69. Rudd, J.; Whelan, K. *Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research*, Washington, D. C., Federal Reserve Board, 2005.
70. Rudd, J.; Whelan, K. "Can Rational Expectations Sticky-price Models Explain Inflation Dynamics?" *American Economic Review*, vol. 96, núm. 1, pp. 303-320, 2006.
71. Rudebusch, G. D. "Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models", *Working Paper*, núm. 02, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2002.
72. Sbordone, A. M. "Inflation Persistence: Alternative Interpretations and Policy Implications", *Staff Reports*, núm. 286, Federal Reserve Bank of New York, 2007.
73. Smets, F. "Maintaining Price Stability: How Long is the Medium Term?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, pp. 1293-1309, 2004.
74. Stock, J. H., & Watson, M. W. "Why has U. S. inflation become harder to forecast?", *Working Paper*, núm. 12324, NBER, 2006.
75. Svensson, L. E. O. (1999). Inflation targeting: Some extensions. *Scandinavian Journal of Economics*, 101(3), 337-361.
76. Svensson, L. E. O. (2005). *Optimal inflation targeting: Further developments of inflation targeting*. Mimeo.
77. Taylor, J. B. (1979). Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review*, 69, 108-113.
78. Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44, 1389-1408.
79. Vargas, H. (2007). *The transmission mechanism of monetary policy in Colombia. Major changes and current features* (Borradores de Economía N° 431), Banco de la República.
80. Walsh, C. E. (2004). *Monetary theory and policy* (2nd ed.). MIT Press.
81. Williams, J. (2006). *The Phillips curve in an era of well-anchored inflation expectations*. Federal Reserve Bank of San Francisco.
82. Wolman, A. (1999). Sticky prices, marginal cost, and the behavior of inflation. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 85(4), 29-48.
83. Woodford, M. (2005). *Central bank communications and policy effectiveness* (Working Paper N° 11898). NBER.
84. Woodford, M. (2007). Interpreting inflation persistence: Comments on the Conference on "Quantitative Evidence on Price Determination". *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1), 203-210.
85. Zárate, H. (2010). *Reglas de fijación de precios de los productores colombianos: Evidencia a partir de los modelos de duración con microdatos del IPP*. Mimeografía.