

La persistencia estadística de la inflación en Colombia

Juan José Echavarría S., Enrique López E. y Martha Misas A.*

1. INTRODUCCIÓN

La persistencia de la inflación es un concepto asociado al de la inercia en física: entre más inercia presenta un cuerpo, mayor fuerza se requiere para que su aceleración retorne al estado previo de 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 periodo 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 desinflación.¹

Relacionado con lo anterior, las variaciones en la persistencia de la inflación pueden explicar los cambios en la capacidad de la curva de rendimientos para predecir el ciclo económico, lo que implica que la alta persistencia inflacionaria lleva a mayores reducciones del PIB cuando se adopta una política monetaria contractiva.² Finalmente, los niveles similares de

* J. J. Echavarría S. y E. López E., funcionarios del Banco de la República, Colombia. y M. Misas A., profesora asociada de la Pontificia Universidad Javeriana. Los puntos de vista de 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.

¹ Ver Altissimo, Ehrmann y Smets (2006); y Rudd (2005).

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

persistencia facilitan la integración monetaria entre países, pues llevan a un impacto similar de choques comunes (Franta, Saza, y Smidkova, 2007).

La *persistencia estadística*, o de forma reducida, se relaciona con ciertas regularidades empíricas de la inflación, y ocurre cuando esta permanece lejos de su media luego de una perturbación,³ mientras que la *persistencia estructural* contempla los factores económicos *estructurales* que producen la *persistencia estadística*. Buena parte del programa de investigación reciente sobre persistencia inflacionaria ha estado referido a la relación entre la *persistencia estadística* y los factores económicos-estructurales que la determinan.

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). Una incertidumbre alta en materia de *persistencia estadística* haría recomendable evitar cambios abruptos en los instrumentos de política económica (Brainard, 1967) a menos que ello afecte adversamente las expectativas.

Pero la discusión sobre persistencia debe ir más allá y preguntarse por las razones económicas que producen los patrones observados en la *persistencia estadística*. ¿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 sección 2 de este documento analiza los factores *estructurales* posiblemente asociados con la *persistencia estadística*. La sección 3 discute aspectos metodológicos relacionados con su medición y presenta un breve resumen de la evidencia empírica internacional. La sección 4 aplica algunas de las metodologías al caso colombiano. En particular, evalúa el grado de integración y la suma de coeficientes autorregresivos en subperiodos determinados mediante un modelo de Markov de cambio de régimen (Markov-switching), y estima una medida de persistencia cambiante en el tiempo para el diferencial entre la inflación observada y la meta de inflación. La sección 5 concluye.

³ Ello es, siempre que la serie sea estacionaria; si la serie no fuese estacionaria el choque sería permanente. Ver sección 3.1.

2. FACTORES ESTRUCTURALES. UN PROGRAMA DE INVESTIGACIÓN PARA COLOMBIA

El objetivo central de este documento es la medición de la *persistencia estadística* (secciones 3 y 4), pero conviene de todas formas presentar las razones económicas que la determinan. Como se mencionó antes, buena parte del programa de investigación reciente sobre persistencia inflacionaria ha estado referido a la relación entre la *persistencia estadística* y la *persistencia estructural*. Las preguntas planteadas sugieren un programa de investigación de largo plazo para Colombia.

2.1 Factores estructurales que explican la persistencia

Antes de comenzar se debe advertir sobre la dificultad de evaluar la importancia relativa de los distintos factores *estructurales*, puesto que ellos interactúan en equilibrio general y su importancia relativa puede depender del régimen monetario (Angeloni, *et al.*, 2005). De otra parte, puede existir una amplia incertidumbre sobre dichos factores, en cuyo caso es relevante evaluar los costos y beneficios de utilizar el modelo *incorrecto*.⁴

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

Curva de Phillips neokeynesiana

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

Curva de Phillips *híbrida*

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

IS

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

Regla de Taylor

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

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 (es decir, 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; y ρ es un parámetro de

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

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 buena parte de la literatura a su nivel *natural*, de equilibrio o de estado estacionario de largo plazo.⁵

La ecuación (1) corresponde a la llamada curva de Phillips neokeynesiana, con agentes racionales que maximizan intertemporalmente, y con una proporción aleatoria $(1 - \theta)$ de firmas que puede ajustar precios cada periodo (Calvo, 1983).⁶ Se supone, adicionalmente, que existe una relación constante entre los costos marginales reales y la brecha del producto, que el margen 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 inflación.⁷ 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, aun cuando no es fácil explicar su inclusión a partir de modelos teóricos en que los agentes poseen expectativas racionales.

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, Galí, 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 momento.⁸

⁵ Más precisamente, en varios casos se trata de la desviación entre la variable y su estado estacionario. Ver sección 2.3.1.

⁶ La evidencia empírica tiende a apoyar el modelo de Calvo sobre otros modelos de precios rígidos como el de Taylor (1979). Ver 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.

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, Galí, y Gertler

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

Curva de Phillips

$$(5) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + \phi_x x_t.$$

IS

$$(6) \quad x_t = -\sigma_r r_t.$$

Regla de Taylor

$$(7) \quad r_t = \tau_\pi \pi_t.$$

En este modelo *mínimo* desaparecen las expectativas de inflación y los choques de oferta en la curva de Phillips. En la IS desaparecen el producto rezagado y los choques de demanda. Se supone que el único objetivo de las autoridades es controlar la inflación, con $\pi^* = 0$. 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:

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

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 (ver 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

(2000) sugieren que el principio de Taylor no se cumplió en Estados Unidos en las administraciones previas a Volker, pero sí bajo las gestiones de Volker y Greenspan.

⁹ Además, en la sección 2.5 se argumenta que un valor bajo de τ_π (es decir, un valor alto de τ_x) lleva a mayor persistencia por medio 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 . El peso relativo de nuevos miembros con esa visión en la junta del banco central, presión política, o evidencia empírica sobre costos altos de reducir la inflación.

caída en x_t reduzca la inflación en la curva de Phillips mediante el parámetro ϕ_x .

El modelo anterior 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 a los del modelo simplificado. El ejercicio también muestra la evolución de la brecha del producto y el coeficiente de sacrificio para diferentes escenarios.¹⁰ Se define como coeficiente de sacrificio al costo que la sociedad debe pagar en términos de producto perdido –desempleo– para reducir en un punto la inflación.

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 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, adicionalmente, que $\tau_\pi=1.5$ y $\tau_x=0.5$, un supuesto estándar en las evaluaciones empíricas de la regla de Taylor. Además, 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 juega un papel central y que es imposible explicar la persistencia del sistema de ecuaciones sin la inclusión de π_{t-1} en dicha curva.

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, entonces, 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 juegan un papel preponderante. En cambio, cuando la brecha del producto cambia y la curva de Phillips es *híbrida*, π_t no puede fluctuar libremente al depender parcialmente de π_{t-1} , una variable que ya ocurrió.

Las rigideces de precios y salarios incrementan el *impacto* de la política monetaria sobre la producción, pero no explican la persistencia de la

¹⁰ Ver también los ejercicios de calibración que presentan Beechey y Osterholm (2009).

inflación o los *efectos persistentes* de la política monetaria sobre la producción. Mankiw (2001) hace una analogía con la relación entre el comportamiento del acervo 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 Phillips.¹¹ 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 (con ϕ_x) y la curva de Phillips resulta menos empinada.

En segundo lugar, se produce *overshooting* desinflationario cuando la curva de Phillips es como (1) y, más aún, cuando existe suavización de 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 subperiodos. Además, en este caso es negativa la correlación entre la inflación y la brecha del producto, un resultado paradójico, pues la desinflación produce *bonanzas* en algunos subperiodos.¹²

Los costos de la desinflación resultan nulos o muy bajos para la curva de Phillips (1), con un coeficiente de sacrificio igual a cero, si no existe

¹¹ Se cumple que $\phi_x = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$. Un mayor θ , correspondiente a 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 empresas.

¹² El fenómeno de *overshooting desinflationario* 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 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, aún antes de que se reduzca la dinámica de la oferta monetaria. Los balances reales (M/P) crecerán y también el producto.

suavización de tasas de interés¹³ y de 0.7 cuando si 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 realidad. Ball (1993), por ejemplo, encuentra una tasa de sacrificio en Alemania de 2.93 y en Estados Unidos de 2.39.¹⁴

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*); de las expectativas de inflación ($E_t\pi_{t-1}$); de π_{t-1} (persistencia *intrínseca*); y de los choques de oferta (persistencia en el *error*)? La conclusión central es que la curva de Phillips *híbrida* juega el papel determinante.

Finalmente, Fuhrer (2009) plantea un modelo de equilibrio general dinámico estocástico, con el cual es posible obtener conclusiones más precisas, buena parte de ellas coincidentes con las que arrojan los ejercicios anteriores. Entre estas:

- Como se mencionó antes, se muestra que 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 juega un papel importante. El patrón de inflación es relativamente similar cuando varía ϕ_x desde 0.10 hasta 0.025.¹⁵ Además, la volatilidad de los choques de oferta u_t disminuye la persistencia generada por x_t .¹⁶ Finalmente, la persistencia de x_t *no se ha reducido* en el

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 Aún cuando resulta mucho más baja en Francia (0.75) o el Reino Unido (0.79). Ver también Cecchetti y Rich (2001). Gómez (2002) encuentra una tasa de sacrificio promedio de 1.34 para Colombia en los 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.

¹⁶ Incluso con alta persistencia de x_t (es decir, entre 0.9 y 0.95) y un parámetro ϕ_x elevado (es decir, cercano a 0.01), la persistencia observada en la inflación resulta menor a 0.3 cuando la varianza de los choques de oferta es alta. Los valores de la persistencia en la actividad real son de todas formas muy altos. El coeficiente de autocorrelación de orden 1 varía entre 0.80 y 0.92 para diferentes subperiodos, y el de la brecha del producto varía entre 0.80 y 0.92. La suma de los coeficientes autorregresivos fluctúa entre 0.78 y 0.96 (diferentes periodos) para el costo marginal real, y entre 0.77 y 0.97 para la brecha del producto.

tiempo, por lo que parece difícil explicar las reducciones en la persistencia inflacionaria (en discusión) a partir del comportamiento de x_t (Fuhrer, 2009, pp. 39).

- 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 0.
- Las características de la política monetaria difícilmente explican la persistencia inflacionaria observada (ver sección 3.2). Ni siquiera un valor de τ_π igual a cinco en la regla de Taylor logra reducir sensiblemente la persistencia de la inflación.

2.2 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* (Gordon, 1997), en el cual se adiciona el precio internacional del petróleo a la ecuación (2), la inclusión de π_{t-1} eleva el coeficiente R^2 desde 0.24 hasta 0.74 en el periodo 1966t1-1984t4, desde 0.09 hasta 0.79 en el periodo 1985t1-2008t4, desde 0.39 hasta 0.77 en 1966t1 a 1984t4, y desde 0.16 hasta 0.72 en 1985t1-2008t4 (Fuhrer, 2009). En la misma dirección, Rudd y Whelan (2005) encuentran que solo un pequeño porcentaje del buen ajuste de la curva de Phillips *híbrida* 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 inflación.¹⁷

Con base en modelos que permiten alguna *irracionalidad*, Smets (2004) y Galí y Gertler (2000) encuentran en un ejercicio para Estados Unidos un peso de 0.52 y 0.25 para π_{t-1} , respectivamente, y Paloviita (2004) encuentra que π_{t-1} contribuye significativamente a la explicación de π_t cuando utiliza las proyecciones de inflación de la OCDE como variable sustituta de las expectativas.

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

¹⁷ Ver también Rudebusch (2002).

expectativas racionales pero con metas de inflación diferentes de cero o con funciones de riesgo (*hazard functions*) no aleatorias, mientras que para otros obedece a procesos de aprendizaje y a 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 (Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006). Por la misma razón parece ser hoy menor el impacto de otros choques diferentes a la brecha del producto Mishkin (2007).

2.3 Modificaciones al modelo de Calvo (con expectativas racionales)

2.3.1 Meta de inflación diferente de 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 (1). 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).¹⁸

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

Donde 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;

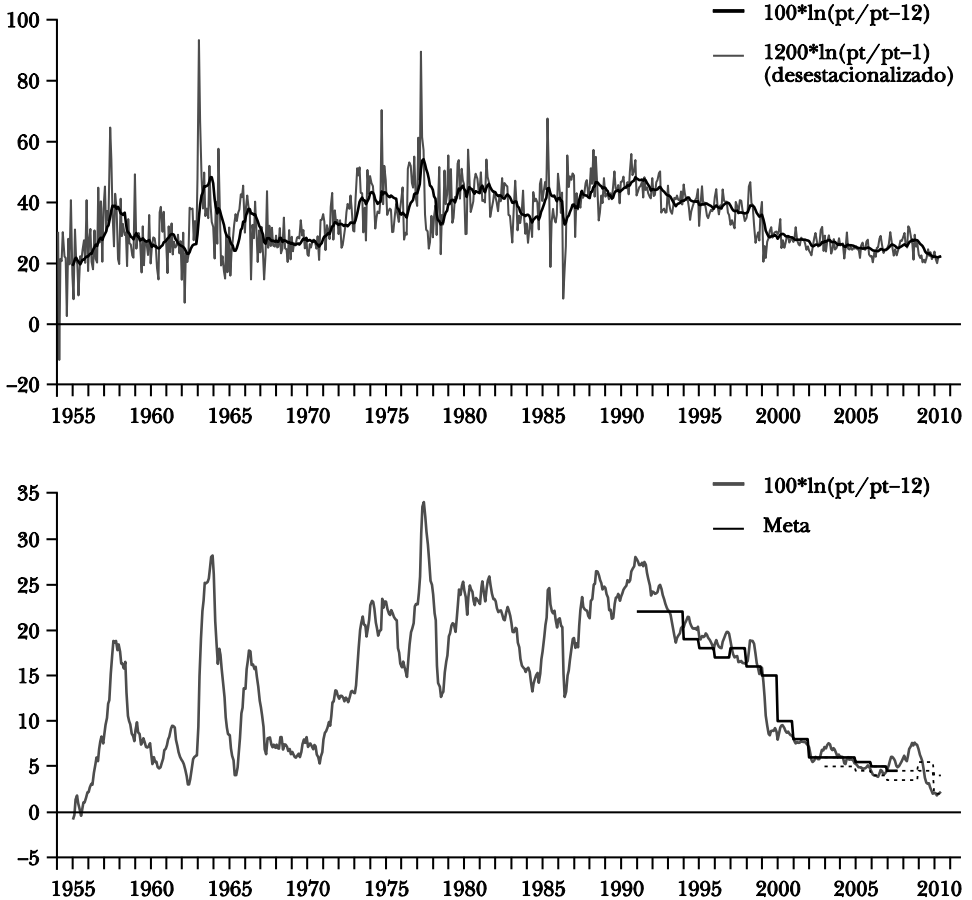
finalmente, $\hat{\pi}_t = \ln\left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right)$. La ecuación neokeynesiana (1) coincide con (9)

cuando $\pi_t^* = 0$ o cuando $\phi_{\pi_{-1,t}} = 1$ (indexación completa). El supuesto de meta de inflación igual a cero es aún menos apropiado para un país como Colombia que para Estados Unidos o Europa. Como se ilustra en la gráfica I 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

¹⁸ Ver Cogley y Sbordone (2006); y Cecchetti, *et al.* (2007).

GRÁFICA I. INFLACIÓN, 1955-2010



tiempo, aún 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). Altísimo, Ehrmann, y Smets (2006); y Cogley y Sbordone (2006) muestran, en 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, la curva de Phillips microfundamentada

(1) podría resultar ser una buena aproximación en el diseño de la política monetaria óptima.

2.3.2 Funciones de riesgo 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 periodo largo sin cambios. Woodford (2007) muestra que en este caso se llega a la siguiente ecuación para la curva de Phillips:

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

Donde $0 < \gamma < 1$ para el caso de una función de riesgo 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).¹⁹

2.4 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 Friedman (1968) y Phelps (1967), pero parece inadecuado a la luz de la llamada crítica de Lucas (Mankiw, 2001). De todas formas, algunos trabajos empíricos recientes se ven forzados a abandonar 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 periodo anterior. Formalmente, estas firmas que no reoptimizan mantienen constante $p_t(i) - \gamma p_{t-1}$, donde γ corresponde al nivel de indexación de esos precios; $p_t(i)$ es el logaritmo del precio del bien i ; y p_{t-1} es el logaritmo del nivel agregado de precios en $t-1$. Se llega así a la siguiente curva de Phillips híbrida $\pi_t - \gamma\pi_{t-1} = \phi_x x_t + \beta E_t[\pi_{t+1} - \gamma\pi_t]$ (Woodford, 2007, pp. 204). El supuesto de los autores parece inconveniente

¹⁹ 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.

a la luz de la evidencia empírica, pues los agentes no cambian precios en todo momento.²⁰

De otra parte, Galí 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 regla discrecional, con precios que representan un promedio ponderado de los precios óptimos fijados en el periodo 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 (por ejemplo, temporal versus permanente) pueden 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 Taylor.²¹ Collard y Dellas (2004), Erceg y Levin (2001) y Milani (2005) incorporan dinámicas de aprendizaje, con diferencias transitorias con el modelo de expectativas racionales. Nuevamente, como en casos anteriores, la importancia del coeficiente π_{t-1} en la estimación empírica de la curva de Phillips es espuria, y se debe a la correlación entre la inflación rezagada y las proyecciones *no racionales-subjetivas* de inflación.

2.5 Credibilidad del banco central

Svensson (1999) menciona la incertidumbre del modelo (por ejemplo, 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 conocen que el banco central está determinado a contraer la demanda para reducir la tasa de la inflación y continuará comprometido a hacerlo. Si los agentes esperan que la tasa de interés

²⁰ Ver Woodford (2007) y Sbordone (2007). Sobre los esquemas de fijación de precios ver Blinder (1991) para Estados Unidos, y Julio, Zárate y Hernández (2010) y Zárate (2010) para Colombia.

²¹ Ver también Orphanides y Williams (2005).

real de corto plazo será alta hoy y en el futuro, la tasa de interés real de largo plazo será alta y ello en efecto reducirá la demanda agregada y la inflación.

Por ello, 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 contratos de precios y salarios, o de un ajuste lento en las expectativas. Simplemente, los agentes no creen que el banco central lleve a cabo la política económica requerida para bajar la inflación. Erceg y Levin (2001), por ejemplo, muestran que el aprendizaje de los agentes sobre las metas de inflación del banco central pueden explicar la desinflación gradual observada en la era Volcker. Mishkin (2007) asocia el alto valor de la inflación de largo plazo (tendencia inflacionaria) observado antes de Volcker con una manifestación de expectativas de largo plazo desancladas.

Si la persistencia se origina en el proceso de fijación de precios y salarios, el banco tendrá que aceptar los costos de la desinflación en caso de llevarla a cabo. 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).

3. 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 3.1 sugiere que la suma de los coeficientes autorregresivos y las funciones de impulso-respuesta constituyen las *mejores* medidas en series $I(0)$. La sección 3.2 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 (es decir, el patrón oro o el esquema de inflación objetivo), pero aún se discute si los niveles de persistencia en todos los países desarrollados son menores hoy que en el pasado.

3.1 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 periodo 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 pues 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 ($\pi_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varepsilon_{t-i}$).

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 no han sido concluyentes en la literatura internacional. Buena parte de esa literatura encuentra que las series de largo plazo son $I(1)$, aun cuando se rechaza más frecuentemente la raíz unitaria cuando se estudian periodos 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 las series de largo plazo no se debe tanto a la persistencia de la inflación como a la persistencia de las metas implícitas o fijadas por los bancos centrales. 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, es asociado con metas implícitas o explícitas de inflación.²²

Para otros, las series no son $I(1)$ ni $I(0)$, y más bien presentan niveles de integración fraccionales intermedios.²³ 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

²² El modelo es relativamente similar a un proceso integrado con promedio móvil. Ver también Cecchetti *et al.* (2007).

²³ 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 sin embargo tener autocorrelaciones altas, demasiado grandes para ser capturadas por un modelo ARMA parsimonioso. Ver Baillie, Chung, y Tieslau (1996), Baum, Barkuolas, y Caglayan (2010) y Kumar y Okimoto (2007).

modelo AR(12), e $I(0)$ cuando se utilizan modelos AR(3) y AR(6) (Kumar y Okimoto, 2007).²⁴ No es fácil, sin embargo, diferenciar procesos de memoria larga con integración fraccional, de procesos en que la media cambia (Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006).²⁵

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. 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 4.

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 0.1.²⁶ 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).²⁷ 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. 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.

²⁴ Rose (1988) es uno de los pocos estudios que encuentra que la serie de integración es $I(0)$ en la posguerra (concretamente el autor considera el periodo 1947-1986).

²⁵ Además, Hassler y Wolters (2010) argumentan que en presencia de integración fraccional la prueba de Dickey y Fuller aumentada (1979) 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).

²⁶ Ver 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).

²⁷ Ver Kang, Kim, y Morley (2009).

Stock y Watson (2006) proponen una medida diferente de persistencia inflacionaria,²⁸ 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 (ver página 15) pasó del 90% en los setenta y ochenta, a cerca del 50% desde los ochenta hasta el final de la muestra, lo que sugiere menor persistencia. Para cuatro trimestres adelante el coeficiente R^2 pasó del 50%-75% en el primer periodo al 15% en el segundo; y para ocho trimestres delante del 20%-35% al 10 por ciento.

3.2 Evidencia empírica internacional

La revisión de la evidencia empírica internacional sugiere una gran incertidumbre sobre el nivel de persistencia de las series. Incertidumbre sobre el valor preciso de los estimadores, sobre la sensibilidad a los periodos y enfoques metodológicos adoptados, e incertidumbre sobre la conveniencia de las distintas mediciones de persistencia (Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006). Con frecuencia se obtienen niveles diferentes de persistencia para diferentes índices de precios en un mismo periodo, y las propiedades estadísticas de las series llevan a que la persistencia crezca con el nivel de agregación.²⁹

3.2.1 Nivel de integración de la inflación

Las series de inflación originales (es decir, sin considerar quiebres estructurales) en la posguerra parecen poseer raíz unitaria. Fuhrer (2009), por ejemplo, muestra que la prueba 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 utilizados.³⁰ Por otro lado, 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 periodos 1960-1983 o 1984-2004. Con una metodología similar (incluyendo *priors*

²⁸ No se considera acá el indicador no paramétrico de persistencia propuesto por Robalo Marques (2004). Dicho indicador no se ve afectado por problemas de especificación errada del modelo.

²⁹ Los choques idiosincrásicos a los subcomponentes de una serie tienden a cancelarse; además, la persistencia de la serie agregada otorga un mayor peso al subcomponente más persistente. Ver Altissimo, Ehrmann y Smets (2006), y Angeloni *et al.* (2005).

³⁰ Los resultados son menos claros cuando se utiliza el índice de Phillips y Perron (1988).

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), cuadro 1, encuentran para Estados Unidos que tres de las cuatro series de precios consideradas son $I(1)$ entre 1984 y 2003.³¹ 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-Rzhnevsky y Papell (2008), cuadro 1.

En la misma dirección, para el periodo 1980m1-2006m6, 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 que solo se rechaza 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 *et al.* (1992) en el periodo 1948-1990 en Estados Unidos, y encuentran que es posible rechazar tanto la hipótesis de que la serie es $I(1)$ como 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 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 ochenta, y en los demás países del G7 excepto Italia.

3.2.2 Nivel de integración de la serie incorporando cambios estructurales

Cuando incorporan 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 ellas cuando no se consideran cambios estructurales (ver arriba). Los autores anotan que los cambios estructurales ocurren en la media de la inflación y no en los coeficientes autorregresivos.

³¹ Altissimo, Ehrmann, y Smets (2006) combinan la evidencia presentada por Levin y Piger (2004) con la de otros trabajos, y llegan a conclusiones similares.

CUADRO 1. INFLACIÓN ANUALIZADA: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA AL 10% DE SIGNIFICANCIA, 1960-2010

Variable	Modelo	ERS												NG-PERON						KPSS (Newey- West)			
		Resagos			DF_GLS			PT			MZA			MCB			MSB				MPT		
		IMAIC	ADF	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC		AIC	MAIC	AIC
PI	CT	12	-3.563	-3.563	4.05	4.05	-23.32	-23.32	-3.39	-3.39	0.145	0.145	0.145	0.145	4.04	4.04	0.628						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						
PI	C	12	-1.61	-1.61	6.89	6.89	-14.2	-14.2	-2.62	-2.62	0.18	0.18	0.18	0.18	4.04	4.04	0.12						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						
PI	C	12	-3.28	-3.038	1.603	1.603	-18.00	-18.00	-2.90	-2.90	0.161	0.161	0.161	0.161	1.706	1.706	0.75						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						
PI	CT	12	2.56	1.61	4.48	4.48	-5.7	-5.7	-1.62	-1.62	0.27	0.27	0.27	0.27	4.45	4.45	0.34						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						
PI	CT	12	-2.77	-2.76	7.12	7.12	-12.73	-12.73	-2.52	-2.52	0.197	0.197	0.197	0.197	7.16	7.16	0.388						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						
PI	CT	12	-3.13	-2.59	6.88	6.88	-14.2	-14.2	-2.62	-2.62	0.19	0.19	0.19	0.19	6.67	6.67	0.12						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						
PI	CT	12	-3.45	-3.47	4.40	4.40	-20.37	-20.37	-3.20	-3.20	0.16	0.16	0.16	0.16	4.48	4.48	0.36						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						
PI	CT	12	3.13	-2.63	6.86	6.86	-14.2	-14.2	-2.62	-2.62	0.19	0.19	0.19	0.19	6.67	6.67	0.12						
		12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:						

Utilizando información del periodo 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 periodo 1959-2000, Leybourne *et al.* (2003) presenta evidencia de que la inflación pasó de tener raíz unitaria antes de 1982 a ser estacionaria en los años posteriores.

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.

3.2.3 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, Ehrmann, y Smets (2006), cuadro 3.1, por ejemplo, comparan la suma de los coeficientes autorregresivos para estudios con series de tiempo largas, cuya media es cercana a 0.9, con los de otros estudios que consideran periodos cortos de tiempo o cambios en la media, cuya media es cercana a 0.6.

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, con la adopción del euro por parte de algunos países de la Comunidad Europea, y con la adopción del régimen de inflación objetivo en el Reino Unido, en Canadá y en 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 ha sido sustancialmente menor que en los decenios previos. Resultados similares obtienen Evans y Wachtel (1993), y Kang, Kim y Morley (2009) con base en estimaciones de *Markov-switching*. Fuhrer (2009) y

Mishkin (2007) también encuentran descensos importantes en la suma de coeficientes autorregresivos en periodos recientes.³² Ravenna (2000) documenta una fuerte caída en la persistencia para el periodo posterior a 1990 en Canadá.

Por otro lado, sin embargo, buena parte de los demás trabajos llegan a conclusiones opuestas. Benati (2008), cuadros 7 y 8, presenta quizá la investigación más exhaustiva sobre el comportamiento de la persistencia inflacionaria en Estados Unidos desde el periodo colonial. El autor no encuentra un cambio significativo en la suma de coeficientes autorregresivos entre el periodo denominado de *alta inflación* con el periodo de estabilización posterior a Volker.³³ Para 12 países industrializados en el periodo 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 la zona del euro como un todo, y concluyen que la suma de coeficientes autorregresivos es cercana a uno,³⁴ y Batini (2002) no encuentra cambios significativos en la persistencia cuando considera diferentes países de Europa. Como se mencionó antes, las estimaciones de la mayor raíz autorregresiva efectuadas por Pivetta y Reis (2007), y por Stock y Watson (2006) tampoco detectan cambios significativos.

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 valores altos en Uruguay y Venezuela, medianos en Argentina, Brasil, Colombia y Ecuador, y bajos en Chile, México y Perú (con resultados mixtos en Bolivia). Pero, nuevamente,

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 persistencia para otros indicadores. El coeficiente de autocorrelación pasó de un promedio de 0.5 en los 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 periodo 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 PNB, o para el denominado PCE; sólo se presenta un cambio significativo para el índice de precios al consumidor.

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

algunos de los resultados varían 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; con incrementos en Uruguay y resultados mixtos en Bolivia. Los factores idiosincrásicos dominan, especialmente en Bolivia y en México, y poco en Chile, Perú y Uruguay.³⁵

Según los autores, Colombia presenta uno de los mayores coeficientes de autocorrelación para la inflación en niveles, tanto para el periodo completo (0.91), 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 (periodo 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.

3.2.4 Modelo de Markov de cambio de régimen

El modelo de Markov de cambio de régimen (o metodología *Markov-switching*) reconoce que la serie temporal es estado dependiente. Es decir, que su comportamiento en lo referente a la media, la varianza y a 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, con respecto a los modelos tradicionales, es que permite reconocer de manera endógena los cambios de régimen en el comportamiento del proceso autorregresivo en el tiempo. En este caso, la persistencia se define como estado dependiente y se mide por medio de la suma de los coeficientes autorregresivos asociados a cada estado.

Además, el modelo de Markov-switching aplicado a la inflación permite analizar la persistencia o duración esperada de la inflación en cada

³⁵ Factores *comunes* de todas formas explican entre un 15% y un 30% (dependiendo de la metodología) de las variaciones en persistencia en los distintos países. Los autores sugieren que en los 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 la globalización y de políticas adecuadas (Rogoff, 2003).

régimen, y la frecuencia de cambio de expectativas racionales por parte de los agentes privados, suponiendo que estos forman sus expectativas mediante sencillas reglas. Si la inflación es altamente persistente, entonces, la regla de formación de expectativas inflacionarias por parte de los agentes privados no cambiará con frecuencia. El supuesto de cambios relativamente abruptos es de particular relevancia debido a que la persistencia inflacionaria quizás está atada a cambios en el régimen monetario y a la reputación del banco central.³⁶ Murray, Nikolsko-Rzhevskyy y Papell (2008), consideran la metodología Markov-switching y encuentran que la inflación presenta una raíz unitaria en la mayoría de años comprendidos entre 1967 y 1981, y es estacionaria antes de 1967 y después de 1981.³⁷

3.2.5 Metas de inflación

Robalo Marques (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 asignar un papel importante a la alta persistencia de la meta de inflación como determinante de la persistencia en la inflación observada (Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006).

Como ya se mencionó, Stock y Watson (2006) consideran que la inflación observada resulta de la suma de un componente permanente, modelado como un camino aleatorio, con raíz unitaria, y asociado con la meta de inflación implícita en Estados Unidos, y un componente transitorio. 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, Kim y Morley (2009) encuentran que $\pi - \pi^*$ es estacionario en el periodo completo 1959t1-2006t2.

4. PERSISTENCIA ESTADÍSTICA EN COLOMBIA

La medición de la *persistencia estadística* constituye un primer paso en el análisis de la dinámica de la inflación y debería servir de base para un

³⁶ Ver Cogley y Sbordone (2005), Benati (2008) y Kang, Kim, y Morley (2009).

³⁷ También Evans y Wachtel (1993).

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) que los autores abordarán en el futuro.

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 del diferencial $\pi_t - \pi_t^*$.

En las secciones 4.1-2 se evalúa el orden de integración de la inflación total en Colombia,³⁸ para lo cual se consideran los periodos comprendidos entre: *i*) 1960m8-2010m6; *ii*) 1980m1-2010m6; y *iii*) 1990m1-2010m6. La evidencia de un comportamiento estacionario de la serie durante el último periodo permite examinar si esta es gobernada (o no) por un proceso autorregresivo Markov-*switching*; es decir, si la inflación exhibe en dicho periodo diferentes estados de la naturaleza. Se encuentran dos regímenes: el *régimen anterior*, comprendido entre 1990m1 y 2000m1, y el *régimen actual* entre 2000m2 y 2010m6, y se investiga el comportamiento de la suma de los coeficientes autorregresivos y la función impulso-respuesta en cada uno de ellos. La sección 4.3 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.

4.1 Examen del orden de integración de las series

En la parte superior de la gráfica I se presenta la evolución de la inflación mensual anualizada, definida por $1,200 * \ln(P_t/P_{t-1})$ y de la inflación anual considerada mes a mes, definida por $100 * \ln(P_t/P_{t-12})$. Como es de

³⁸ Se utiliza la inflación mensual anualizada $1,200 * \ln(P_t/P_{t-1})$ 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 12 meses y muestra por tanto mayor persistencia (Paya, Duarte y Holden, 2010).

esperar, la primera serie exhibe mayor volatilidad pues la segunda suaviza aquellos choques que se diluyen en menos de un año. En la parte inferior de la gráfica se presenta nuevamente la inflación anual, y la meta de inflación establecida por el banco central cada año. De acuerdo con la ley del Banco, este propende por el 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 pues la inflación observada en diciembre de dicho año fue 23.8%. La Junta Directiva estableció *metas puntuales* en el periodo comprendido entre 1991 y 2002, y *rangos meta* en los años posteriores. Además, desde 2001 anunció un *rango meta de largo plazo* del 3% más o menos un punto porcentual.

Con el propósito de examinar el grado de integración de la serie de inflación, en este trabajo se emplean las pruebas de raíz unitaria desarrolladas por Ng y Perron (2001), Elliott, Rothenberg y Stock (1996), y Hobijn, Franses y Ooms (2004), quienes modifican las pruebas convencionales para proveer mejor desempeño y potencia. Las pruebas convencionales, como la de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentada (Dickey y Fuller, 1979), presentan problemas especialmente delicados en el caso que nos ocupa.

Ng y Perron (2001) destacan dos problemas principales en la construcción de las pruebas convencionales.³⁹ El primero tiene que ver con el bajo poder explicativo cuando el polinomio autorregresivo es menor pero muy cercano a uno. Una corrección a dicho problema se alcanza con las pruebas ADF-GSL y *point optimal* propuestas por Elliott, Rothenberg y Stock (1996) –ERS– quienes, a partir de simulaciones en muestras finitas, encuentran una mayor potencia con respecto a las pruebas tradicionales. El segundo problema se presenta cuando el polinomio de media móvil de la primera diferencia o de los residuos tiene una raíz negativa grande, lo cual induce una mayor probabilidad de rechazo de la hipótesis de raíz unitaria. Al respecto, Ng y Perron (2001) proponen modificaciones a las pruebas de Phillips y Perron (1988) y ERS *point optimal* (1996)⁴⁰ y desarrollan criterios de información modificados (MAIC) para determinar el número de rezagos óptimo. Finalmente, existe la prueba de raíz unitaria propuesta por Kwiatkowski *et al.* (1992), KPSS, cuya hipótesis nula plantea la estacionariedad de la serie. La prueba ha sido generalizada para

³⁹ Tomado de Betancourt, Misas y Bonilla (2008).

⁴⁰ Las pruebas de Phillips y Perron (1988) transforman los estadísticos de DF para hacerlos compatibles con la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en el término de perturbación, sin alterar la distribución de la prueba.

procesos altamente autorregresivos por Hobijn, Franses y Ooms (2004), introduciendo la selección automática de rezagos a partir de un ancho de banda según Newey y West (1994).

El examen de la serie se realiza para los periodos: *i*) 1960m8-2010m6; *ii*) 1980m1-2010m6; y *iii*) 1990m1-2010m6. En el cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas acerca de la existencia de raíz unitaria de Elliott, Rothenberg, y Stock (1996), ADF-GSL y *point optimal*, Ng y Perron (2001) MZA, MZB, MSB y MPT y KPSS modificado (1998), a un nivel de significancia del 10%. El máximo número de rezagos utilizado es 12 en los dos primeros periodos y cinco en el último, con lo cual se garantiza la ausencia de autocorrelación de los residuos en cada periodo. Los rezagos se determinaron mediante los criterios de selección de Akaike (AIC) y Akaike modificado (MAIC), partiendo de considerar 18 rezagos en los dos primeros subperiodos y 12 rezagos en el último. Se consideran el intercepto y la tendencia en las regresiones auxiliares.

De acuerdo con los resultados del cuadro 1 no existe una evidencia concluyente sobre el orden de integración de la serie de inflación para el periodo de referencia. Este debate se encuentra abierto también para la serie de EUA (ver sección 3.2). Con base en los resultados de la prueba ADF, la cual presenta alta potencia bajo la hipótesis alterna, y de las pruebas ERS_DFGLS y MZA y MZB de Ng y Perron, en este trabajo la inflación anualizada para el periodo comprendido entre enero de 1990 y junio de 2010 se considerará estacionaria, $I(0)$. Además, como se mencionó, es difícil pensar que en un régimen de metas de inflación, esta puede alejarse permanentemente de su nivel de largo plazo.⁴¹

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 estacionaridad o no estacionaridad dentro de periodos específicos. De esa forma, algunas series pueden pasar de comportamientos $I(0)$ a $I(1)$ o viceversa. Hay un importante

⁴¹ Se mencionó en la sección 3.2 que Stock y Watson (2006) y Cogley, Primiceri, y Sargent (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.

número de trabajos que señalan que el régimen monetario en vigor tiene un impacto importante en las propiedades de persistencia de la inflación. Tal parece haber sido el caso con el régimen de inflación objetivo adoptado por la autoridad monetaria en Colombia.

4.2 Modelo de Markov de cambio de régimen

Dada la estacionariedad de la serie de inflación anualizada en el periodo 1990-2010, se procede a analizar en esta sección si el comportamiento de la inflación es régimen dependiente en tal periodo. 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 inflación.⁴² 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* se sigue a Krolzig (1997) y a Hamilton (1994). Se encuentra que el modelo describe a la inflación en Colombia 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 sólo depende del estado del periodo anterior. La metodología permite explicar la inflación mediante un esquema autorregresivo con parámetros cambiantes a través de los estados.

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 periodo 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

⁴² Sobre las características de la política monetaria en la década de los noventa ver Hernández y Tolosa (2001).

caracterice por una 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 MSIAH.⁴³ Este acrónimo 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).

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

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:

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

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

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

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

$$(14) \quad \varphi_{j_{S_t}} = \varphi_{j_0}(1 - S_t) + \varphi_{j_1} S_t, \quad j = 1, \dots, p.$$

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

$$(15) \quad P[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = p \quad P[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = q.$$

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

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

⁴³ Markov Switching Intercept Autoregressive Parameters Heteroskedasticity.

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

En el cuadro 2 se muestran los resultados de la estimación del modelo MSIAH para la inflación total en Colombia en el periodo 1990m1-2010m6 cuando se consideran dos estados de la naturaleza. El régimen 1 o actual corresponde al periodo comprendido entre 2000m2 y 2010m6 y se caracteriza por exhibir un nivel bajo y poco volátil de inflación, mientras que el régimen 2 o anterior, comprendido entre 1990m1 y 2000m1 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 diferencia de: *i*) interceptos; *ii*) coeficientes asociados con la tendencia

CUADRO 2. ESTIMACIÓN MSIAH: INFLACIÓN

	<i>Coficiente</i>	<i>Std</i>	<i>Estadística t</i>
Régimen_1 actual: (S_t = 0)			
Cons	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= [3.46, 5.19]			
Suma de coeficientes autorregresivos: 0.2267			
Régimen_2 actual: (S_t = 1)			
Cons	16.750	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			
$\sigma_{Régimen2}^2 \notin I$			
Suma de coeficientes autorregresivos: 0.336			
Valores <i>p</i>			
Diferencia de interceptos: 0.120			
Diferencia de tendencia: 0.116			
Diferencia de suma de coeficientes: 0.552			

determinística; y *iii*) 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 la persistencia entre los dos estados. La suma de coeficientes autorregresivos desciende de 0.336 en el *régimen anterior* (1990m1-2000m1) a 0.226 en el *régimen actual* (2000m02 y 2010m06), pero esta diferencia no es estadísticamente significativa, con un valor *p* para la diferencia de 0.552.

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 que 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.

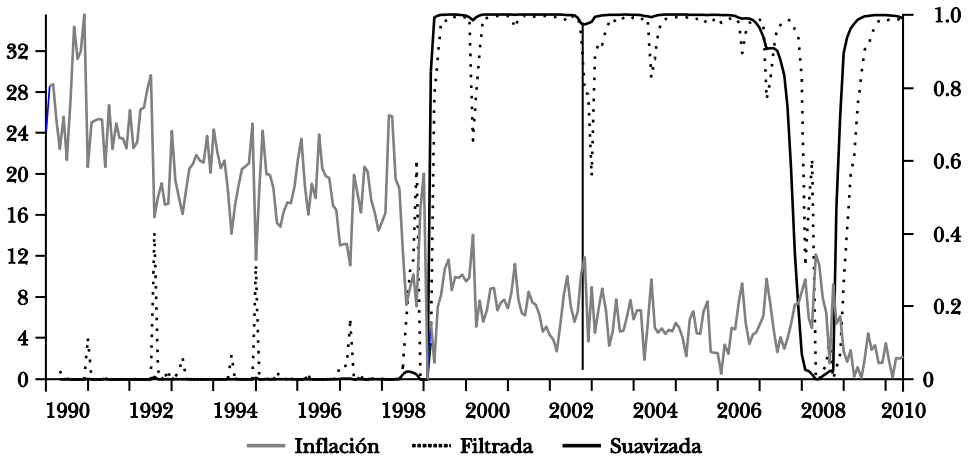
CUADRO 3. MATRIZ DE TRANSICIÓN

	<i>Régimen 1, actual</i>	<i>Régimen 2, anterior</i>
Régimen 1, actual	0.9905	0.0095
Régimen 2, anterior	0.0176	0.9824

La alta probabilidad de permanecer en el régimen actual no es garantía, sin embargo, de que no se regrese al pasado. La gráfica II representa la probabilidad de que la inflación en un determinado periodo 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 alta inflación y volatilidad. Durante dicho periodo la economía colombiana se vio afectada por un choque internacional de precios de 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 a la economía al régimen de baja inflación y volatilidad alcanzado desde 2000.

Las funciones que se presentan en las gráficas III y IV 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

GRÁFICA II. PROBABILIDAD DEL RÉGIMEN UNO O ACTUAL, 1990-2010



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.

4.3 Persistencia de la brecha de inflación

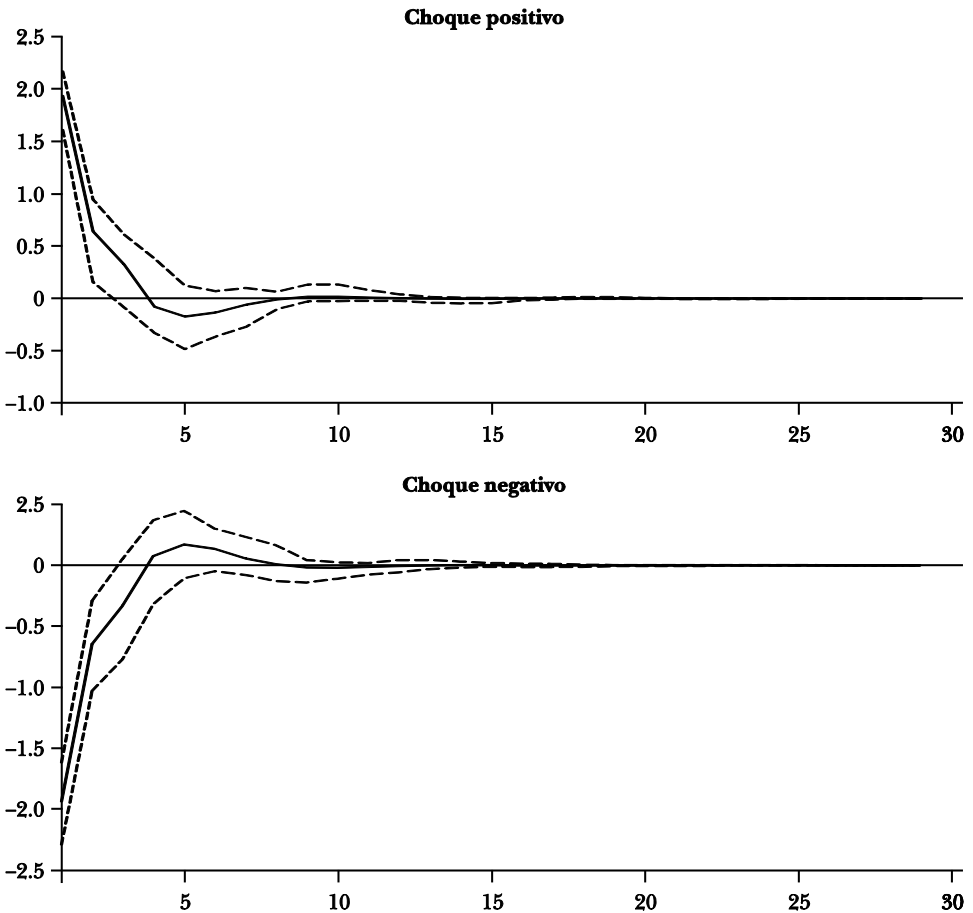
La persistencia de la inflación se ha reducido poco en las últimas dos décadas (sección anterior), pero ello podría deberse a que las metas de inflación del banco central fueron altamente persistentes en ambos períodos (parte inferior de la gráfica I). Por ello, siguiendo a Cogley, Primiceri, y Sargent (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 (ver también la nota al pie 41).

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

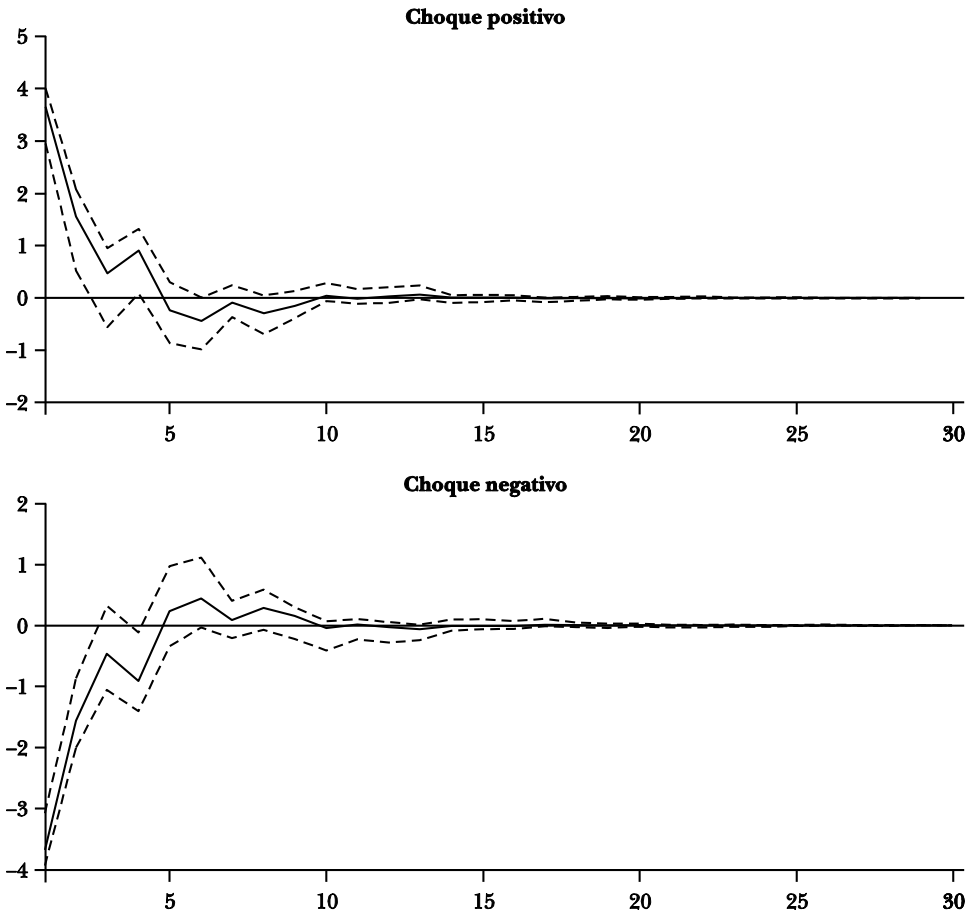
$$(18) \quad \pi_t = \pi_t^* + \rho_t(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + u_t + \sum_{i=1}^{11} \theta_i u_{t-i}.$$

Donde ρ_t corresponde al parámetro de persistencia de la serie, cambiando en el tiempo y π_{t-1}^* es la meta de inflación del periodo anterior. En esta oportunidad la inflación anual π_t se define como $100 \cdot \ln(P_t/P_{t-12})$, más comparable con la meta anual de inflación fijada por el banco central que la inflación mensual anualizada utilizada en los ejercicios anteriores, aún cuando se presentan al final de la sección algunos comentarios que permiten comparar el valor de la persistencia en ambos ejercicios. La modelación por medio de un esquema autorregresivo de orden uno

GRÁFICA III. ANÁLISIS DE IMPULSO-RESPUESTA. INFLACIÓN TOTAL. RÉGIMEN ACTUAL



GRÁFICA IV. ANÁLISIS DE IMPULSO-RESPUESTA. INFLACIÓN TOTAL ANUALIZADA. RÉGIMEN ANTERIOR



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 :

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

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

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

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

El proceso de estimación se lleva a cabo mediante el trabajo conjunto de un algoritmo de optimización y el filtro de Kalman sobre la representación anteriormente presentada, procedimiento que posibilita estimar variables y parámetros no observados como el coeficiente ρ_t (persistencia). El cuadro 4 presenta los resultados de la estimación de la representación estado-espacio correspondiente a las ecuaciones (22) y (23).

CUADRO 4. ESTIMACIÓN DE LA REPRESENTACIÓN ESTADO-ESPACIO

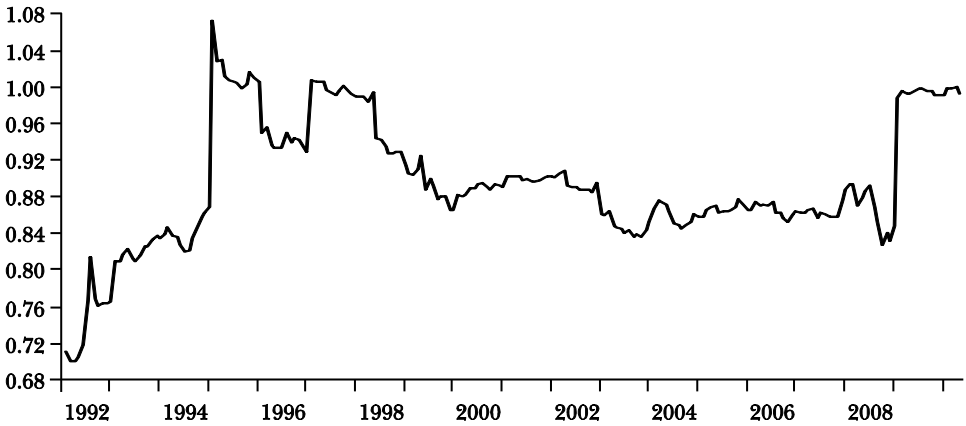
<i>Resultados del procedimiento de optimización</i>		
<i>Parámetro</i>	<i>Estimación</i>	<i>Función gradiente</i>
θ_1	0.7367	0.00128
θ_2	0.6311	-0.00016
θ_3	0.7135	-0.00061
θ_4	0.5445	-0.00134
θ_5	0.4131	-0.00087
θ_6	0.5095	0.000009
θ_7	0.5214	-0.00017
θ_8	0.5621	0.00077
θ_9	0.7133	-0.00041
θ_{10}	0.6786	0.00034
θ_{11}	0.5465	0.00076
θ_u^2	0.00020	0.00164
θ_w^2	0.1548	-0.00064

Valor de la función objetivo: -429.67

La gráfica V presenta los resultados.⁴⁴ El parámetro ρ_t se elevó en el periodo 1992-1995 desde valores inferiores a 0.72 hasta valores superiores a 1 al final del periodo, 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 periodo completo. El incremento que se

⁴⁴ Es de señalar que la senda de la persistencia resulta robusta a los valores iniciales de los parámetros y del vector de estado.

GRÁFICA V. EVOLUCIÓN DE LA PERSISTENCIA, 1992-2008



observa al final del ejercicio concuerda con el incremento de la inflación que tuvo lugar en ese periodo como consecuencia de un choque de oferta producido por los mayores precios internacionales de los alimentos.

Los resultados resultan 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 metas de inflación. Por el contrario, tendieron 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 por que las series de inflación utilizadas son diferentes. En esta sección se empleó la serie $100 \cdot \ln(P_t/P_{t-12})$ con lo cual se permite una comparación directa con las metas anuales de inflación fijadas por el banco central, mientras que en la sección anterior se utilizó la serie $1,200 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$ (ver nota al pie 38).

No obstante, como cabría esperar, y como lo sugiere Robalo Marques (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).⁴⁵ Ello también ocurre en nuestro caso, si se considera que la serie $1,200*\ln(P_t/P_{t-1})$ puede expresarse como se señala a continuación:

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

Por ello, el modelo original se puede escribir como:

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

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 la gráfica V.

5. 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 periodo 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 periodo 1990m1-2000m1 (*estado anterior*) la inflación era alta y muy volátil, mientras que en el periodo 2000m1-2010m6 (*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 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 periodo indican que el choque positivo desaparece en cinco meses en el *régimen anterior* y en cuatro meses

⁴⁵ Se agradece a Luis Eduardo Rojas la sugerencia sobre este desarrollo.

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 caída 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 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_{-1} en la curva de Phillips. Esta ha sido quizá la discusión central en macroeconomía durante los últimos 30 años y continúa vigente.

Referencias

- Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the Evidence*, Banco Central Europeo (Occasional Paper Series, núm. 46).
- Andrews, D. W. K. (1993), "Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, vol. 61-4, pp. 821-856.
- Andrews, D. W. K., y H.-Y. Chen (1994), "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, pp. 187-204.
- Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. T. Levin y F. Smets (2005), *New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modelling*, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra (Economics Working Papers, núm. 910).
- Bai, J., y S. Ng (2004), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, vol. 72, pp. 1127-1177.

- Baillie, R. T., C.-F. Chung, y M. A. Tieslau (1996), "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFINA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, vol.11, pp. 23-40.
- Ball, L. M. (1992), *Disinflation with Imperfect Credibility*, NBER (Working Paper, núm. 3983).
- Ball, L. M. (1993), *What Determines the Sacrifice Ratio?*, NBER (Working Paper Series, núm. 4306).
- Batini, N. (2002), *Euro Area Inflation Persistence*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 201).
- Baum, C. F., J. T. Barkuolas y M. Caglayan (2010), *Persistence In International Inflation Rates*, texto mimeografiado.
- Beechey, M., y P. Osterholm (2009), *The Rise and Fall of US Inflation Persistence*, Upsala University (Working Paper, núm. 2007-18)
- Benati, L. (2008), *Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes*, Banco Central Europeo (Working Papers Series, núm. 85).
- Betancourt, Y. R., M. Misas, y L. Bonilla (2008), "Pass-through" de las tasas de interés en Colombia: un enfoque multivariado con cambio de régimen, Banco de la República, de Colombia (Borradores de Economía, núm. 535).
- Blinder, A. S. (1991), "Why Are Prices Sticky? Preliminary Evidence from an Interview Survey", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 2, pp. 89-96.
- Bordo, M. D., y J. G. Haubrich (2004), *The Yield Curve, Recessions, and the Credibility of the Monetary Regime: Long-Run Evidence, 1875-1997*, NBER (Working Paper, núm. 10431).
- Brainard, W. (1967), "Uncertainty and the Effectiveness of Policy", *American Economic Review*, vol. 57, núm. 2, pp. 411-425.
- Brainard, W., y G. Perry (2000), "Making Policy in a Changing World", en G. Perry y J. Tobin (eds.), *Economic Events, Ideas, and Policies: The 1960s and After*, Brookings Institution.
- Calvo, G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.
- Capistrán, C., y M. Ramos-Francia (2007), *Inflation Dynamics in Latin America*, Banco de México.
- Cecchetti, S., et.al. (2007), *Understanding the Evolving Inflation Process*, US Monetary Policy Forum.
- Cecchetti, S., y R. W. Rich (2001), "Structural Estimates of the US Sacrifice Ratio", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 19, núm. 4, pp. 416-427.

- Christiano, L., M. Eichenbaum, y C. Evans (2005), “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, vol. 113, pp. 1-45.
- Clarida, R. H., J. Galí, y M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, núm. 1, pp. 147-180.
- Cogley, T., G. E. Primiceri, y T. J. Sargent (2009), *Inflation-Gap Persistence in the US*, NBER (Working Paper Series, núm. 13749).
- Cogley, T., y A. M. Sbordone (2005), *A Search for a Structural Phillips Curve*, Federal Reserve Bank of New York (Staff Reports, núm. 203).
- Cogley, T., y A. M. Sbordone (2006), *Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve*, Federal Reserve Bank of New York (Staff Report, núm. 270).
- Collard, F., y H. Dellas (2004), *The New Keynesian Model with Imperfect Information and Learning*, University of Toulouse (Working Paper).
- Dickey, D. A., y W. A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Time Series Regressions With a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Dupuis, D. (2004), *The New Keynesian Hybrid Phillips Curve: An Assessment of Competing Specifications for the United States*, Bank of Canada (Working Paper, núm. 2004-31).
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, y J. H. Stock (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, vol. 64, núm. 4, pp. 813-836.
- Erceg, C. J., y A. T. Levin (2001), *Imperfect Credibility and Inflation Persistence*, Federal Reserve Board.
- Estrella, A., y J. Fuhrer (2002), “Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational-Expectations Models”, *American Economic Review*, vol. 92, núm. 4, pp. 1013-1028.
- Evans, M. D., y P. Wachtel (1993), “Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, núm. 3, pp. 475-511.
- Franta, M., B. Saza, y K. Smidkova (2007), *Inflation Persistence: Euro Area and New EU Member States*, Banco Central Europeo (Working Paper Series, núm. 810).
- Friedman, M. (1968), “The Role of Monetary Policy”, *American Economic Review*, vol. 58, pp. 1-17.
- Fuhrer, J. (1995), “The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation”, *New England Economic Review*, pp. 3-16.
- Fuhrer, J. (2009), *Inflation Persistence*, texto mimeografiado.

- Galí, J., y M. Gertler (2000), *Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*, NBER (Working Paper, núm. 7551).
- Gómez, J. (2002), *Wage Indexation, Inflation Inertia and the cost of Disinflation*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 198).
- Goodfriend, M., y R. King (1997), *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy*, texto mimeografiado
- Gordon, R. J. (1997), “The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hassler, U., y J. Wolters (2010), “Long Memory in Inflation Rates: International Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, núm. 1, pp. 37-45.
- Henry, Ó. T., y K. Shields (2004), “Is There a Unit Root in Inflation”, *Journal of Macroeconomics*, pp. 481-500.
- Hernández, A., y J. Tolosa (2001), *La política monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 172).
- Hobijn, B., P. H. Franses, y M. Ooms (2004), “Generalizations of the KPSS-Test for Stationarity”, *Statistica Neerlandica*, vol. 58, núm. 4, pp. 483-502.
- Julio, J. M., H. Zárate y M. Hernández (2010), *Rigideces de precios al consumidor en Colombia*, texto mimeografiado.
- Kang, K. H., C.-J. Kim, y J. Morley (2009), “Changes in US Inflation Persistence”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol. 13, núm. 4, pp. 1-21.
- Kim, C.-J., C. R. Nelson, y J. M. Piger (2001), “The Less-Volatile US Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations”, *Journal of Business and Economic Statistics*,
- Kim, J.-Y. (2000), “Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series”, *Journal of Econometrics*, vol. 95, pp. 97-116.
- Krolzig, H. M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressive. Modelling, Statistical inference and application to Business Cycle Analysis*, *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, Springer, Berlin (Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems).
- Kumar, M. S., y T. Okimoto (2007), “Dynamics of Persistence in International Inflation Rates”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, núm. 6, pp. 1457-1479.
- Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt, e Y. Shin (1992), “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.
- Levin, A. T., y J. M. Piger (2004), *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 334).
- Leybourne, S. J., T.-H. Kim, V. Smith, y P. Newbold (2003), “Test for a Change in Persistence against the Null of Difference-stationarity”, *Econometric Journal*, vol. 6, pp. 290-310.
- Linde, J. (2005), *Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach*, Sveriges Riksbank (Working Paper Series, núm. 129).
- Mankiw, G. (2001), “The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment”, *The Economic Journal*, vol. 111, núm. 471, pp. 45-61.
- Milani, F. (2005), *Adaptive Learning and Inflation Persistence*, University of California, Department of Economics, Irvine.
- Mishkin, F. S. (2007), *Inflation Dynamics*, NBER (Working Paper, núm. 13147).
- Murray, C., A. Nikolsko-Rzhevskyy y D. Papell (2008), *Inflation Persistence and the Taylor Principle*, Munich Personal RePEc Archive.
- Newey, W. K., y K. D. West (1994), “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”, *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 631-654.
- Ng, S., y P. Perron (2001), “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, vol. 69, núm. 6, pp. 1519-1554.
- O’Reilly, G., y K. Whelan (2004), *Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 335).
- Orphanides, A., y J. Williams (2005), “Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy”, en B. Bernanke y M. Woodford (eds.), *The Inflation Targeting Debate*, University of Chicago Press.
- Paloviita, M. (2004), *Inflation Dynamics in the Euro Area and the Role of Expectations: Further Results*, Bank of Finland (Research Discussion Papers, núm. 21/2004).
- Paya, I., A. Duarte y K. Holden (2010), *A Note on the Relationship between Inflation Persistence and Temporal Aggregation*, texto mimeografiado.
- Phelps, E. S. (1967), “Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Inflation Over Time”, *Economica*, vol. 135, pp. 254-281.
- Phillips, Peter C. B., y Pierre Perron (1988), “Testing for a Unit Root in

- Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, núm. 2, junio, pp. 335-346.
- Pivetta, F., y R. Reis (2007), “The Persistence of Inflation in the United States”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 31, núm. 4, pp. 1326-1358.
- Ravenna, F., (2000), *The impact of inflation targeting in Canada: a structural analysis*, texto mimeografiado, New York University.
- Robalo Marques, C. (2004), *Inflation Persistence: Facts or Artefacts?*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 371).
- Rogoff, K. S. (2003), “Globalization and Global Disinflation”, Federal Reserve Bank of Kansas City, *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, University Press of the Pacific.
- Rose, A. K. (1988), “Is the Real Interest Rate Stable?”, *Journal of Finance*, vol. 43, pp. 1095-1112.
- Rudd, J., y K. Whelan (2005), *Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research*, Federal Reserve Board, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Washington D. C. (Finance and Economics Discussion Series, núm. 66).
- Rudd, J., y K. Whelan (2006), “Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics?”, *American Economic Review*, vol. 96, núm. 1, pp. 303-320.
- Rudebusch, G. D. (2002), *Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models*, Federal Reserve Bank of San Francisco (Working Paper, núm. 02)
- Sbordone, A. M. (2007), *Inflation Persistence: Alternative Interpretations and Policy Implications*, Federal Reserve Bank of New York (Staff Reports, núm. 286).
- Smets, F. (2004), “Maintaining Price Stability: How Long is the Medium Term?”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, pp. 1293-1309.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (2006), *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?*, NBER (Working Paper, núm. 12324).
- Svensson, L. E. O. (1999), “Inflation Targeting: Some Extensions”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 101, núm. 3, pp. 337-361.
- Svensson, L. E. O. (2005), *Optimal Inflation Targeting: Further Developments of Inflation Targeting*, texto mimeografiado.
- Taylor, J. B. (1979), “Staggered Wage Setting in a Macro Model”, *American Economic Review*, vol. 69, pp. 108-113.
- Taylor, J. B. (2000), “Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms”, *European Economic Review*, vol. 44, pp. 1389-1408.
- Vargas, H. (2007), *The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Colombia*.

Major Changes and Current Features, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 431).

Walsh, C. E. (2004), *Monetary Theory and Policy*, 2a. edición, MIT Press.

Williams, J. (2006), *The Phillips Curve in an Era of Well-Anchored Inflation Expectations*, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Wolman, A. (1999), “Sticky Prices, Marginal Cost, and the Behavior of Inflation”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 85, pp. 29-48.

Woodford, M. (2005), *Central Bank Communications and Policy Effectiveness*, NBER (Working Paper, núm. 11898).

Woodford, M. (2007), “Interpreting Inflation Persistence: Comments on the Conference on ‘Quantitative Evidence on Price Determination’”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, núm. 1, pp. 203-210.

Zárate, H. (2010), *Reglas de fijación de precios de los productores colombianos: evidencia a partir de los modelos de duración con micro datos del IPP*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 600).