

La meta del banco central y la persistencia de la inflación en Colombia

Juan José Echavarría, Norberto Rodríguez y Luis Eduardo Rojas*

1. INTRODUCCIÓN

Un nivel alto de persistencia de la inflación obliga a las autoridades a elevar más y durante un periodo más prolongado la tasa de interés para reducir la inflación después de un choque, hace más costoso un proceso de desinflación en términos de empleo y PIB perdidos, y puede conducir a errores de política que finalmente generan niveles altos de inflación. En teoría, la existencia de persistencia en la inflación (de la brecha entre la inflación y su tendencia de largo plazo cuando esta última es diferente a cero) invalida la llamada curva de Phillips neokeynesiana. Por supuesto, el análisis de la inflación es de todas formas útil para pronosticar su evolución.

En un documento reciente Echavarría, López y Misas (2013) analizan el comportamiento de la serie de inflación en Colombia. Encuentran cambios significativos en la media y varianza de las series en los periodos 1990m01-2000m01 y 2000m2-2010m6, pero no en un indicador de persistencia como lo es la suma de los coeficientes autorregresivos. Un resultado similar se encuentra para los Estados Unidos. Stock y Watson (2007) y Pivetta y Reis (2007), por ejemplo, argumentan que la persistencia de la inflación no ha cambiado en ese país en varios decenios.¹

* Funcionarios del Banco de la República, Colombia. Los puntos de vista de este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen los comentarios de Andrés González y Hernando Vargas.

¹ Stock y Watson (2007) definen la persistencia como la mayor raíz autorregresiva, y no descartan que la serie tenga raíz unitaria, tanto en 1970-1983 como en 1984-2004. Con

¿Cómo explicar que la persistencia de la inflación no haya caído en los Estados Unidos cuando la literatura señala cambios importantes en la política monetaria después de 1982, siendo presidentes de la Reserva Federal (Fed) Paul Volker y luego Alan Greenspan (Clarida, Galí, y Gertler, 2000), y cuando la literatura empírica muestra que la persistencia estadística de la inflación se reduce en forma significativa si el régimen monetario resulta creíble? Benati (2008), en efecto, encuentra que la persistencia inflacionaria ha sido baja en los países que acogieron el patrón oro en algunos periodos, en los países que adoptaron el euro como moneda común, y en los países que favorecieron el régimen de metas de inflación, tales como el Reino Unido, Canadá y Australia.²

El caso de Colombia resulta aún más paradójico. Mishkin (2007, pp. 299-300) sugiere que durante los noventa el país no se comprometió seriamente en reducir la inflación por debajo del 20%-25%, siendo la estabilidad del producto el objetivo prioritario del banco central. La inflación en 1991-1998 (promedio del 22.7%) fue similar a la de los ochenta (23.6%), y resultó sistemáticamente superior a la meta del Banco entre 1991 y 1996, y nuevamente en 1998.

Según el autor, el cambio abrupto se presentó en octubre de 2000 cuando las autoridades adoptaron oficialmente el régimen de inflación objetivo. La recesión de 1999 llevó a una inflación del 10%, un nivel que no se observaba desde el decenio de los setenta, y las autoridades aprovecharon las circunstancias para reformular a fondo la política monetaria. Las metas de inflación para 2000, 2001 y 2002 fueron del 10%, 8% y 6%, se otorgó mayor énfasis al cumplimiento de las metas explícitas y a la transparencia del proceso. También se adoptó la tasa de interés como instrumento de política, y se presentó una relativa flotación cambiaria.³ La inflación mensual anualizada se redujo desde niveles cercanos al 16% a mediados de 1998 hasta niveles cercanos al 2% durante buena parte del 2010.

base en un modelo bayesiano, Pivetta y Reis (2007) encuentran que la mayor raíz autorregresiva se encuentra cercana a uno y es relativamente constante en el periodo 1947-2001. De todas formas, como mencionan Altissimo, Ehrmann, y Smets (2006), 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. Echavarría, López y Misas (2011) presentan una revisión de la literatura empírica para Estados Unidos y para otros países.

² Ver también Levin y Piger (2004).

³ Ver Hernández y Tolosa (2001) y Gómez, Uribe, y Vargas (2002).

Robalo Marques (2004) muestra que la evaluación de la persistencia es condicional al supuesto sobre el comportamiento de la inflación de largo plazo. Su valor resulta diferente si la inflación de largo plazo es una media constante, una tendencia estocástica, o la meta explícita del banco central. Ello lleva a Echavarría, López y Misas (2013) a explorar un camino alternativo en la segunda parte de su documento. Siguiendo a Cogley, Primiceri, y Sargent (2009), entre otros, los autores sugieren que la reducción paulatina de la meta de inflación podría explicar la persistencia no cambiante de la serie de inflación total. Los autores estiman la persistencia para la brecha de la inflación $\pi_t - \pi_t^*$,⁴ donde π_t^* corresponde a la meta del banco central pero, en contra de lo esperado, tampoco en este caso encuentran cambios significativos en persistencia con la adopción del régimen de inflación objetivo (aún cuando el valor de la persistencia de $\pi_t - \pi_t^*$ es bajo).

Vargas *et al.* (2009) sugieren que la meta del Banco de la República es un determinante importante en la formación de expectativas de los analistas económicos, pero ello no significa que el Banco posea total credibilidad, y menos aún en los primeros años en que actuó como Banco independiente. Por ello, en este documento no se asume que la meta de inflación anunciada por el Banco de la República sea enteramente creíble.⁵

De acuerdo con Stock y Watson (2007) y con Kang, Kim, y Morley (2009), se estima para 1979t1-2010t2 un modelo econométrico que descompone la serie de inflación trimestral anualizada entre una tendencia estocástica (componente permanente) y un componente transitorio. En otras palabras, se permite la existencia de choques transitorios y de choques permanentes, estos últimos inducidos quizá por las variaciones en la meta del banco central.

Luego de esta introducción, la sección 2 presenta el modelo empleado, la sección 3 evalúa la persistencia de la inflación total en Colombia, y

⁴ Cogley, Primiceri, y Sargent (2009) argumentan que la persistencia de la brecha de la inflación es relevante cuando se trata de entender la velocidad y efectividad con que el banco central revierte la inflación a la meta; mientras que la inflación es el objeto de investigación relevante cuando se considera, por ejemplo, el impacto de las decisiones del banco central sobre el precio de los bonos en el mercado.

⁵ 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. Ver, en especial Erceg y Levin (2001) y Kozicky y Tinsley (2005).

la sección 4 la persistencia de algunos rubros utilizados por el Banco de la República en sus pronósticos de inflación.

2. EL MODELO

Con base en Kang, Kim, y Morley (2009)⁶ se desarrolla un modelo de componentes no observables de inflación que incorpora múltiples cambios de régimen. Se consideran las siguientes tres ecuaciones:

$$(1) \quad \pi_t = \tau_t + C_t,$$

$$(2) \quad \tau_t = u_{s_t} + \tau_{t-1} + \eta_t,$$

$$(3) \quad C_t = \beta_{1,s_t} C_{t-1} + \beta_{2,s_t} C_{t-2} + \varepsilon_t,$$

$$\eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta,s_t}^2); \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,s_t}^2) \text{ para } s = 1, 2, 3,$$

donde π_t corresponde a la inflación trimestral anualizada ($400 * \ln(P_t/P_{t-4})$);⁷ τ_t representa el componente permanente de la serie; y C_t el componente cíclico-transitorio, derivado de un proceso ARMA(p, q); C_t también corresponde a la brecha de la inflación, definida como el diferencial entre la inflación observada y el componente permanente.

η_t representa a un choque permanente, ε_t un choque transitorio y s el régimen vigente; $u_{s_t}, \beta_{1,s_t}, \beta_{2,s_t}, \sigma_{\eta,s_t}^2$ y $\sigma_{\varepsilon,s_t}^2$ son los parámetros del modelo, σ_{η,s_t}^2 y $\sigma_{\varepsilon,s_t}^2$ cuantifican la volatilidad de los choques permanente y transitorio respectivamente. Se supone que ε_t y η_t se distribuyen independientemente.⁸

Los modelos univariados de inflación han ganado importancia pues, como sugieren Stock y Watson (2007) la inflación es cada vez más fácil y también más difícil de pronosticar. Más fácil, pues su volatilidad ha descendido;

⁶ Se utilizó como base la rutina disponible en Gauss en <http://www.bepress.com/snde/vol13/iss4/art1/>.

⁷ Desestacionalizada. La serie es ligeramente diferente a las que utilizan Echavarría, López y Misas (2013). Dichos autores trabajan con la inflación mensual anualizada ($1,200 * \ln(P_t/P_{t-1})$) (desestacionalizada) en la primera parte del documento y con la inflación anual ($100 * \ln(P_t/P_{t-12})$) en la segunda parte.

⁸ Lo cual podría no ser enteramente apropiado cuando el banco central revisa sus metas en respuesta a los cambios en percepción sobre la estructura de la economía (Cogley, Primiceri, y Sargent, 2009).

más difícil, por ser cada vez menor el poder explicativo adicional de otras variables como la brecha del producto o los precios internacionales. En la misma dirección, Atkeson y Ohanian (2001) muestran que a partir de 1984 la capacidad predictiva de la curva de Phillips en los Estados Unidos es incluso menor a una proyección simple que iguala la inflación esperada en los siguientes 12 meses con el promedio simple de la inflación en el último año.

Stock y Watson (2007) encuentran una reducción significativa entre 1960-1983 y 1984-2004 en el coeficiente que relaciona la brecha del producto con la inflación futura (ver también Roberts, 2004). Por ello, mientras Stock y Watson (1999) afirman que los pronósticos de inflación producidos por los índices de actividad económica han sido más precisos que aquellos basados en otras variables macroeconómicas, incluyendo las tasas de interés, la cantidad de dinero o el precio de los bienes primarios, un decenio después Stock (2010) sólo encuentra una relación entre la inflación y la brecha del producto *en periodos de fuerte recesión*.

El modelo planteado por Kang, Kim y Morley (2009) es similar al que desarrollan Stock y Watson (2006) pero asume un proceso de componentes no observados con cambios abruptos (en lugar de volatilidad estocástica). Ello es consistente con el planteamiento de Levin y Piger (2004) y Benati (2008), confirmado en este documento, según el cual las variaciones en persistencia están asociadas a cambios relativamente abruptos en el régimen monetario. Además, la utilización de un modelo con cambio de régimen y de la función impulso respuesta para medir la persistencia hacen relativamente comparables nuestros resultados con los de Echavarría, López y Misas (2013).⁹

Para calcular una medida escalar de persistencia los autores transforman el modelo de componentes no observables en su representación ARIMA y encuentran la función de impulso-respuesta acumulada. Así se halla la respuesta de largo plazo esperada ante un error de pronóstico en los distintos regímenes. Dada la estructura de componentes no observados, la persistencia de la inflación depende de la importancia relativa de los choques permanentes y transitorios, así como de la propagación del modelo ARMA en el caso de choques transitorios. El modelo admite cambios discretos en la persistencia de la inflación entre regímenes.

⁹ Andrews y Chen (1994) y Pivetta y Reis (2007) sugieren utilizar la suma de los coeficientes autorregresivos o la función impulso respuesta como las mejores medidas de persistencia estadística.

La función impulso respuesta obtenida permite discriminar entre un proceso con raíz unitaria sujeto en su mayor parte a variaciones permanentes y un proceso estacionario que obedece en su mayor parte a variaciones transitorias. Además, la función impulso respuesta resultante permite diferenciar niveles de persistencia en procesos con raíz unitaria (Kang, Kim, y Morley, 2009).

El número potencial de regímenes se fijó arbitrariamente en tres, con lo cual posiblemente se capturan los cambios esperados a partir de: *i*) la constitución de 1991; y *ii*) la adopción del esquema de metas de inflación a finales de 1999. Se estimaron los parámetros del modelo y los puntos de corte de cada régimen mediante un proceso de maximización del ajuste. Se encontraron puntos de quiebre que determinan los tres periodos 1979t1-1988t4, 1989t1-1999t3 y 1999t4-2010t2, los cuales se encuentran relativamente cercanos a los que encuentran Echavarría, López y Misas (2013).¹⁰

Para facilitar la identificación de los regímenes se asume que estos son *terminales* (nunca se regresa a ellos una vez se abandonan) y que el último régimen es *absorbente* (nunca se abandona una vez se llega a este). El modelo es robusto a la posibilidad planteada por Sims (2001) de que el cambio en régimen obedezca a la presencia de heterocedasticidad y no a cambios en la dinámica de la media condicional.

3. LA PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN TOTAL

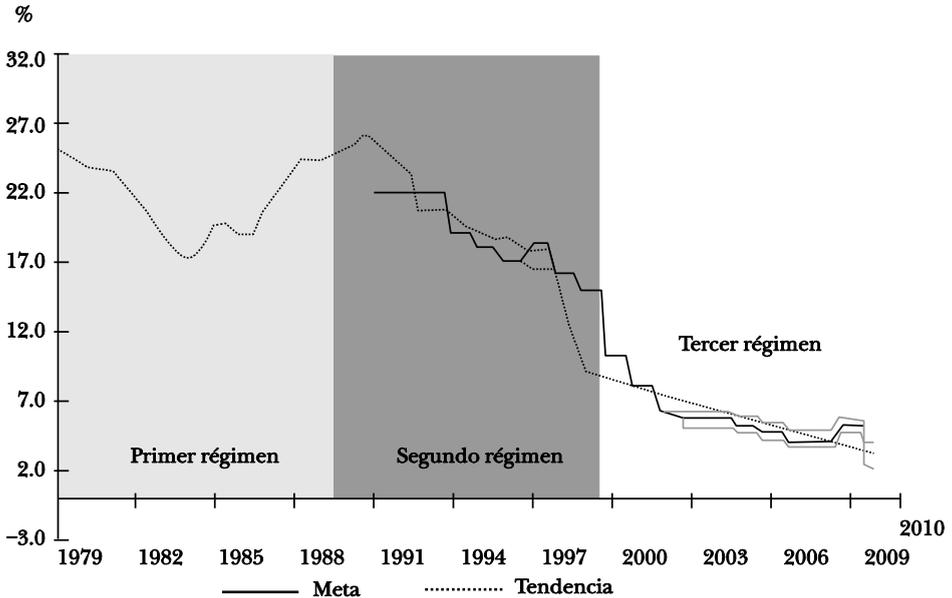
La gráfica I compara la evolución del componente permanente de la inflación (τ) con la meta fijada anualmente por la Junta del Banco de la República. El Banco estableció *metas puntuales* en el periodo comprendido entre 1991 y 2002, y *rangos meta* en los años posteriores. Además, desde 2001 se anunció un *rango meta de largo plazo* de 3% más o menos un punto porcentual. También se presenta el valor medio del rango, relevante para la negociación de algunos contratos como el salario mínimo. De acuerdo con la ley del Banco, este se inclina por el cumplimiento de la meta de inflación en diciembre, establecida en noviembre del año anterior.

La tendencia de largo plazo estimada sigue las metas de inflación fijadas por el Banco, pero no coincide exactamente con ellas. Se encuentra

¹⁰ Kang, Kim y Morley (2009) realizan un esfuerzo importante para determinar los años que acompañan los cambios de régimen. En nuestro caso también interesaban las comparaciones con los resultados con el trabajo de Echavarría, López, y Misas (2013), por lo que se hizo menos énfasis en ese objetivo.

por encima de la meta entre 1994t1 y 1996t3, y por debajo entre 1996t4 y 2001t1. Aparece cerca de la parte superior del rango entre 2004t1 y 2007t2 pero cae más rápido entre ese momento y el final de la serie.

GRÁFICA I. TENDENCIA DE LARGO PLAZO Y LAS METAS DEL BANCO CENTRAL, 1979-2010 (en porcentajes)



También se presenta la *meta* de inflación implícita antes de 1991, la cual cayó desde un 25.3% en 1979t1 a un 17.5% en 1984t2, y se elevó desde un mínimo de 18.6% en 1983t1 a 26.5% en 1990t4. Como lo sugieren Dornbusch y Fischer (1991), entre 1973 y 1990 ningún gobierno consideró la reducción de la inflación como objetivo prioritario, y los agentes aprendieron a vivir con ella. Los autores citan a Colombia y a Portugal como los dos únicos países en que la inflación moderada se convirtió en una *forma de vida* durante más de 12 años. La *meta implícita* de inflación era alta pues las autoridades seguramente consideraban que era muy costoso reducir la inflación.¹¹ No se percibía que la tasa de sacrificio se eleva cuando la meta de inflación es alta (Cogley y Sbordone, 2006).

El cuadro 1 presenta los parámetros estimados por máxima verosimilitud para los tres regímenes, considerando un proceso AR(2) para el

¹¹ Ocampo (2004), pp. 87-88.

componente transitorio,¹² y la gráfica II muestra la serie de inflación trimestral anualizada ($400*\ln(P_t/P_{t-4})$) y reproduce nuevamente el componente permanente (τ_t) para los tres regímenes. En términos generales puede describirse cada régimen en la siguiente forma:

- Primer régimen (1979-1989). Se caracteriza por una alta volatilidad de los choques permanentes y transitorios, con choques transitorios de corta duración (cerca de un trimestre).
- Segundo régimen (1989-1999). Presenta una menor varianza de los choques respecto al primer régimen, con una reducción aún mayor para la varianza de los choques transitorios. El componente permanente τ_t presenta una tendencia u_2 negativa y de magnitud importante (reducción de 28 puntos básicos de inflación trimestral anualizada cada trimestre).
- Tercer régimen (1999-2010). Los choques permanentes presentan una varianza muy cercana a cero, por lo que los choques sobre la inflación resultan ser principalmente transitorios. Además, estos choques transitorios muestran mayor duración que en los dos regímenes anteriores. La tendencia resulta prácticamente determinística.

CUADRO 1. INFLACIÓN TOTAL, ESTIMADORES DE MÁXIMA VEROSIMILITUD (AL 90% DE CONFIANZA)

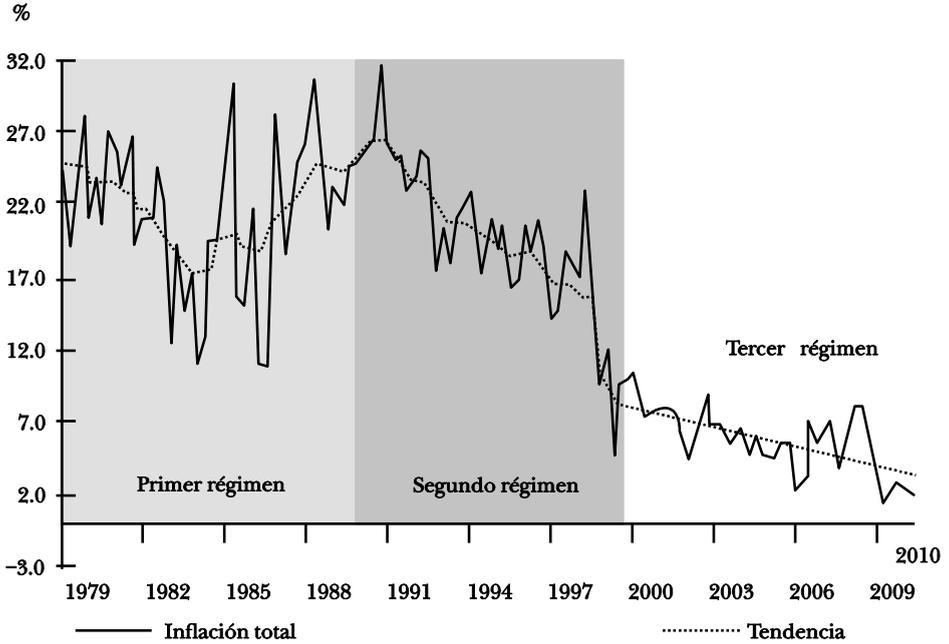
	$S = 1 (1979t1-1989t4)$	$S = 2 (1989t1-1999t3)$	$S = 3 (1999:t4-2010t2)$
$u_{s,t}$	-0.05 (-0.053, -0.036)	-0.28 (-0.29, -0.27)	-0.13 (-0.14, -0.12)
$\beta_{1,S}$	0.12 (0.08, 0.15)	0.11 (-0.04, 0.19)	0.53 (0.40, 0.70)
$\beta_{2,S}$	-0.16 (-0.19, -0.14)	0.05 (-0.03, 0.11)	-0.07 (-0.23, 0.07)
$\sigma_{\eta,S}^2$	2.02 (1.83, 2.30)	2.26 (2.00, 2.70)	0.00 (0.00, 0.01)
$\sigma_{\varepsilon,S}^2$	19.50 (18.60, 20.31)	5.71 (4.70, 6.44)	2.57 (2.00, 3.16)
$\sigma_{\eta,S}^2 / \sigma_{\varepsilon,S}^2$	0.32	0.62	0.00

Es posible que la persistencia inflacionaria se reduzca aún más en el futuro, pues el proceso de desinflación terminó y el Banco de la República ha anunciado una meta de inflación para los próximos años coincidente

¹² Como en Kang, Kim, y Morley (2009) para Estados Unidos, se encontró que un proceso AR(2) es suficiente para capturar la dinámica del componente transitorio.

con la meta de largo plazo fijada desde 2001 ($3\% \pm 1$ punto). Las variaciones en la meta de inflación inducían una dinámica inflacionaria altamente persistente en el pasado (Cogley, Primiceri y Sargent, 2009).

GRÁFICA II . TENDENCIA DE LARGO PLAZO E INFLACIÓN OBSERVADA, 1979-2010 (en porcentajes)



Como se observa en el cuadro 1, la varianza de los choques permanentes ($\sigma_{\eta,S}^2$) resulta mayor en 1989-1999 (2.26) que en 1979-1989 (2.02), y mucho mayor en estos dos periodos que en 1999-2010 (cercana a cero). Por el contrario, la varianza de los choques transitorios ($\sigma_{\varepsilon,S}^2$) se ha reducido paulatinamente, desde niveles muy altos en 1979-89 (19.50), a valores intermedios en 1990-1999 (5.71) y aún menores en 2000-2010 (2.57). En síntesis, la gran *ganancia* en 1999-2010 fue la fuerte reducción en los choques permanentes, mientras que a partir de 1989 fue la reducción paulatina en los choques transitorios. La relación entre las desviaciones estándar $\sigma_{\eta,S}^2 / \sigma_{\varepsilon,S}^2$ se elevó de 0.32 a 0.62 entre los periodos 1 (1979-89) y 2 (1989-99), y se redujo a cero en el periodo 3 (1999-2010).

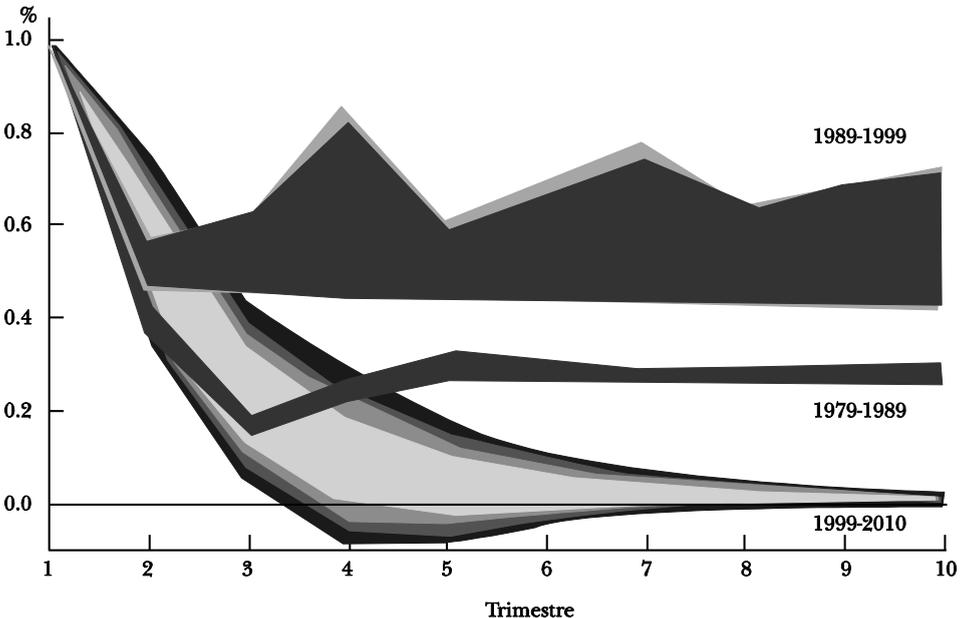
Los resultados también arrojan luz sobre las posibles características de la curva de Phillips en Colombia. Los coeficientes β_1 y β_2 están asociados a

las variables C_{t-1} y C_{t-2} en la ecuación (3), y capturan la inercia de la brecha (componente cíclico o transitorio). El choque se reduce a menos de la mitad durante los dos trimestres siguientes. En otras palabras, la evidencia empírica parece confirmar parcialmente la validez de la curva de Phillips neokeynesiana en la cual la brecha de la inflación resulta poco persistente.¹³

No obstante, la enorme importancia de la meta (y de la credibilidad de los agentes) en la determinación de la inflación lleva a que la curva de Phillips neokeynesiana sea una explicación adecuada de apenas una porción mínima de las variaciones en la inflación total. Por ello, como afirma Woodford (2005), pp. 3, “las expectativas sobre la política económica importan y, en las condiciones actuales, casi nada más importa”

La gráfica III presenta la función impulso respuesta de la inflación y los diferentes intervalos de confianza ante un choque típico estandarizado igual a uno. Se reportan los intervalos al 99%, 95%, 90%, 80% y 60%, obtenidos mediante la técnica de *remuestreo bootstrapping* con 2,000 réplicas

GRÁFICA III. FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA EN LOS TRES REGÍMENES, 1979-2010 (en puntos porcentuales)



¹³ Ver Cogley y Sbordone (2008) y Mankiw (2001). Para una revisión de la literatura ver Echavarría, López, y Misas (2011), sección 2.

(Shumway y Stoffer, 2006). El choque típico está conformado por un componente del choque permanente y otro del transitorio, con una importancia relativa proporcional a sus varianzas.

La persistencia inflacionaria se define en función del nivel observado para la función impulso-respuesta luego del choque inicial, y en función del número de trimestres que demora el choque en desaparecer. Cuando se consideran esas dos características puede concluirse que la persistencia inflacionaria se elevó en Colombia entre 1979-1989 y 1989-1999, y se redujo a sus menores niveles en 1999-2010.

Si se utiliza el nivel de confianza del 60% (área más oscura) se observa que en el periodo 1979-1989 el choque inicial de uno se reduce a 0.4 luego de un trimestre, y a un poco más de 0.2 en los siguientes; pero el choque no desaparece enteramente en los 10 trimestres considerados en la gráfica. En el periodo 1989-1999 el choque inicial apenas se reduce a 0.5 luego de un trimestre y se mantiene en ese nivel. El comportamiento no es muy diferente para los trimestres 1-3 en 1979-1989 y en 1999-2010, pero sí para los demás trimestres: el valor medio de la serie continúa reduciéndose paulatinamente en 1999-2010, y se mantiene en cero a partir del trimestre cinco.

Como se mencionó antes, la función impulso-respuesta obtenida permite discriminar entre un proceso con raíz unitaria sujeto en su mayor parte a variaciones permanentes y un proceso estacionario que obedece en su mayor parte a variaciones transitorias; también permite diferenciar la persistencia de dos procesos con raíz unitaria. Así, el comportamiento de la serie de inflación en el periodo 1999-2010 es mejor representado por un proceso estacionario pues el choque desaparece, mientras que el de las otras dos series podría pensarse como no estacionario pues el choque no desaparece. También se observa que la serie es más persistente en 1989-1999 que en 1979-1989 pues los valores observados en la función impulso-respuesta son sistemáticamente mayores. Ambas resultan no estacionarias pues el choque no desaparece.

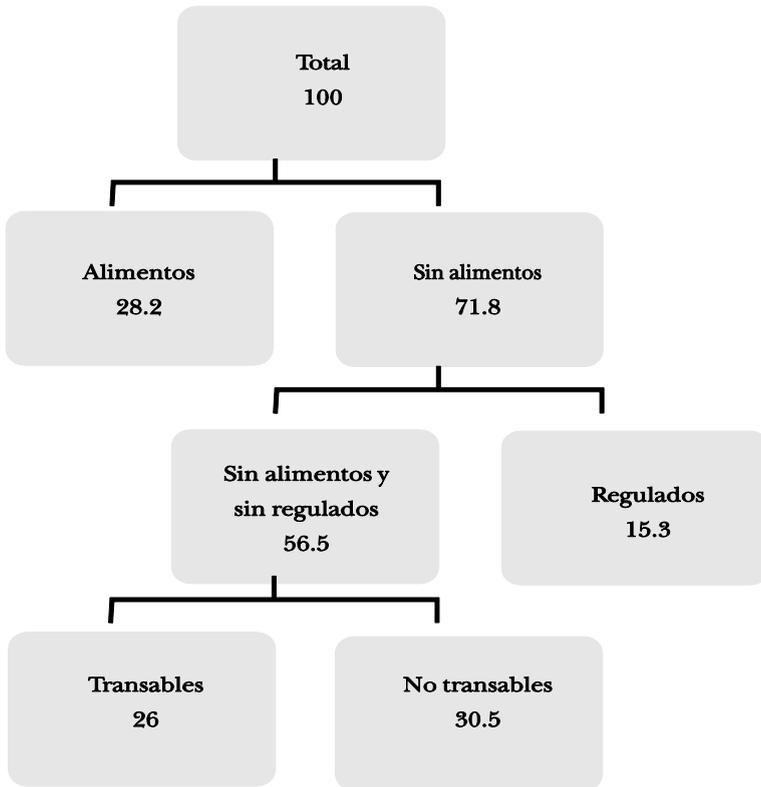
4. LA PERSISTENCIA DE LOS DIFERENTES COMPONENTES DE LA INFLACIÓN TOTAL

Las proyecciones de inflación adelantadas por el equipo técnico del Banco de la República frecuentemente consideran subconjuntos de productos. Específicamente, como se indica en la gráfica IV, el llamado *modelo de*

mecanismos de transmisión utiliza diferentes ecuaciones de comportamiento de la inflación para el total, para alimentos y para el total sin alimentos. A su vez, la inflación sin alimentos se descompone entre aquella para el total sin alimentos ni regulados y para regulados. Finalmente, la inflación sin alimentos ni regulados se divide entre la inflación de transables y la de no transables (Hamann, 2004). La gráfica presenta el peso de cada grupo de productos en la canasta de bienes. Los bienes transables (26%), los no transables (30.5%), y los regulados (15.3%) explican el peso del total sin alimentos (71.8%), mientras que los alimentos pesan 28.2 por ciento.

La gráfica V compara el comportamiento del componente permanente y observado para la inflación total (nuevamente), la inflación sin alimentos, la inflación de transables, y la inflación de no transables. Las áreas sombreadas reproducen los periodos en que se encontraron cambios

GRÁFICA IV. GRUPOS DE PRODUCTOS EN EL MODELO DE MECANISMOS DE TRANSMISIÓN (en porcentajes)



importantes *para la inflación total*. Los cuadros 2 al 4 muestran los resultados de estimación para cada grupo de productos.

CUADRO 2. INFLACIÓN SIN ALIMENTOS, MÁXIMA VEROSIMILITUD (90% DE CONFIANZA)

	<i>S = 1 (1979t1-1989t4)</i>	<i>S = 2 (1989t1-1999t3)</i>	<i>S = 3 (1999t4-2010t2)</i>
$u_{s,t}$	-0.02 (-0.031, -0.011)	-0.26 (-0.27, -0.24)	-0.12 (-0.13, -0.10)
$\beta_{1,S}$	-0.3 (-0.77, -0.14)	0.57 (0.23, 0.82)	0.46 (0.26, 0.67)
$\beta_{2,S}$	-0.39 (-0.68, -0.30)	-0.07 (-0.35, 0.19)	-0.01 (-0.22, 0.22)
$\sigma_{\eta,S}^2$	3.5 (2.93, 5.89)	1.84 (1.46, 2.60)	0.00 (0.00, 0.01)
$\sigma_{\varepsilon,S}^2$	4.76 (1.71, 6.02)	1.71 (0.69, 2.46)	2.02 (1.45, 2.71)
$\sigma_{\eta,S}^2 / \sigma_{\varepsilon,S}^2$	0.86	1.04	0.00

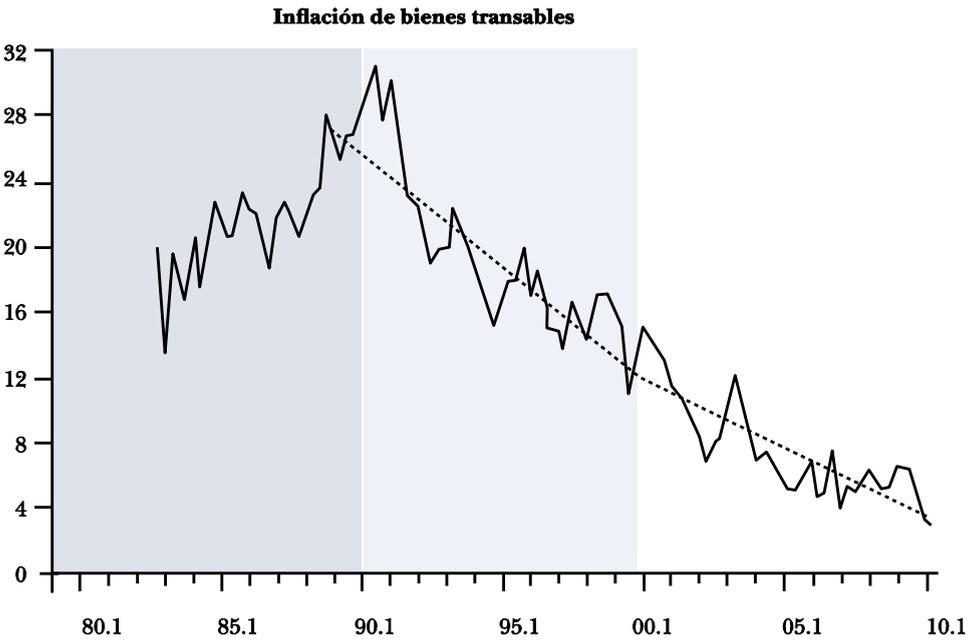
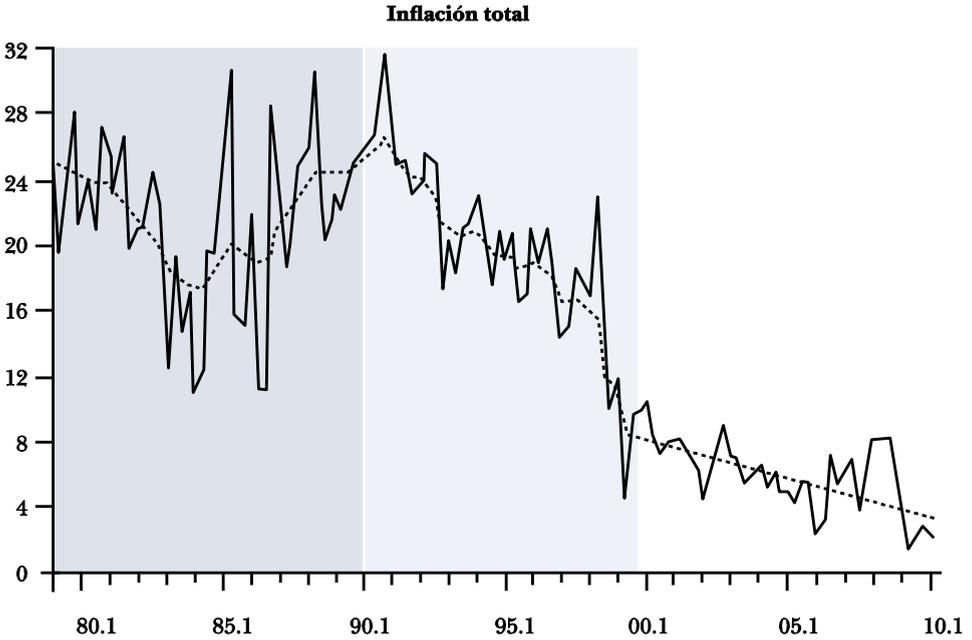
En la mayoría de los casos se observa un cambio en el comportamiento de la serie en 1989 y en 1999, excepción hecha de la inflación de transables, cuyo comportamiento cambia una sola vez a partir de 1989. Además, en el caso de no transables se observa una línea prácticamente horizontal en un nivel cercano a 4% a partir de 2000.

CUADRO 3. INFLACIÓN DE BIENES TRANSABLES, MÁXIMA VEROSIMILITUD (90% DE CONFIANZA)

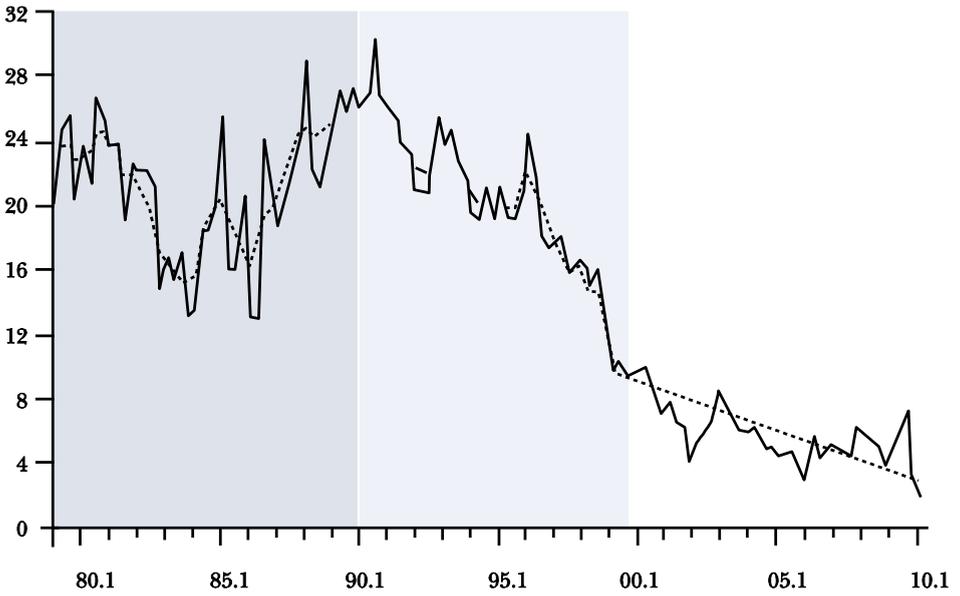
	<i>S = 1 (1979t1-1989t4)</i>	<i>S = 2 (1989t1-1999t3)</i>	<i>S = 3 (1999t4-2010t2)</i>
$u_{s,t}$	0.27 (0.25, 0.29)	-0.41 (-0.42, -0.40)	-0.25 (-0.27, -0.24)
$\beta_{1,S}$	-1.33 (-1.38, -1.28)	0.68 (0.56, 0.82)	0.65 (0.50, 0.84)
$\beta_{2,S}$	-0.72 (-0.75, -0.68)	0.04 (-0.10, 0.15)	0.03 (-0.17, 0.20)
$\sigma_{\eta,S}^2$	2.68 (2.16, 3.24)	0.00 (0.00, 0.01)	0.00 (0.00, 0.01)
$\sigma_{\varepsilon,S}^2$	0.00 (0.00, 0.01)	3.79 (3.18, 4.37)	2.49 (1.95, 3.09)
$\sigma_{\eta,S}^2 / \sigma_{\varepsilon,S}^2$	0.00	0.00	0.00

Los cuadros 2-4 muestran que la varianza del componente permanente ($\sigma_{\eta,S}^2$) se redujo a cero en 1999-2010 en los cuatro grupos de productos, y que en 1979-1989 (especialmente) y en 1989-1999 fue particularmente alta para no transables y para el total sin alimentos.

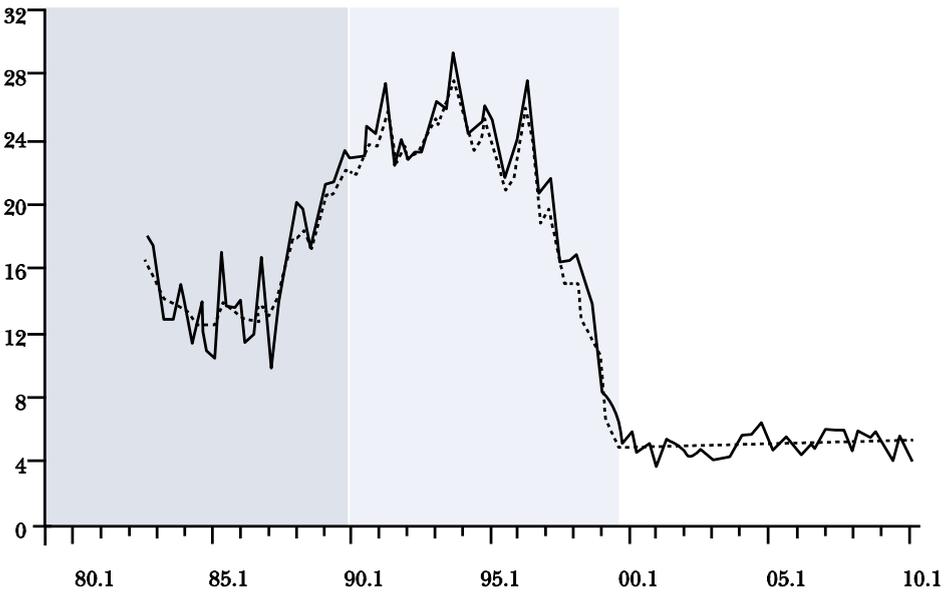
GRÁFICA V. INFLACIÓN Y TENDENCIA PARA DIFERENTES GRUPOS DE PRODUCTOS



Inflación si alimentos



Inflación de bienes no transables



CUADRO 4. INFLACIÓN DE BIENES NO TRANSABLES, MÁXIMA VEROSIMILITUD (90% DE CONFIANZA)

	<i>S</i> = 1 (1979 <i>t</i> 1-1989 <i>t</i> 4)	<i>S</i> = 2 (1989: <i>t</i> 1-1999 <i>t</i> 3)	<i>S</i> = 3 (1999 <i>t</i> 4-2010 <i>t</i> 2)
$u_{s,t}$	0.05 (0.02, 0.08)	-0.20 (-0.70, -0.14)	0.00 (-0.03, -0.02)
$\beta_{1,S}$	-1.01 (-1.18, -0.26)	0.94 (0.60, 1.9)	0.04 (-0.26, 0.31)
$\beta_{2,S}$	-0.78 (-0.98, -0.30)	-0.01 (-0.98, 0.20)	-0.01 (-0.26, 0.25)
$\sigma_{\eta,S}^2$	3.91 (2.69, 4.74)	3.31 (0.01, 4.37)	0.00 (0.00, 0.01)
$\sigma_{\varepsilon,S}^2$	0.46 (0.01, 2.27)	0.87 (0.01, 5.08)	2.50 (1.71, 3.40)
$\sigma_{\eta,S}^2 / \sigma_{\varepsilon,S}^2$	2.92	1.95	0.00

La varianza del componente transitorio ($\sigma_{\varepsilon,S}^2$), por su parte, resulta mayor para la inflación total que para sus componentes, y sólo muestra un descenso continuo para la inflación total. No se presenta una caída entre 1989-1999 y 1999-2010 para inflación sin alimentos y para bienes no transables, y no se presenta una caída entre 1979-1989 y 1989-1999 para bienes transables y no transables.

Los coeficientes β_1 y β_2 están asociados a las variables C_{t-1} y C_{t-2} en la ecuación (3), y capturan la inercia de la brecha (componente cíclico o transitorio). Se observa que el choque se reduce a menos de la mitad durante el primer trimestre en el caso de total sin alimentos, en dos trimestres en transables, y de manera prácticamente inmediata en no transables. Ello significa que la persistencia de la brecha es relativamente similar a la de la inflación total (arriba) para transables, y menor que la de la inflación total para el total sin alimentos y para los no transables.

Finalmente, la gráfica VI muestra las funciones impulso-respuesta para las cuatro categorías de productos, con intervalos de confianza del 60% y 90%. Sólo se consideran comparaciones para el 60% (área más oscura). El hecho más destacado reside en que en 1999-2010 los choques desaparecen en algún momento para todos los grupos de productos: hacia el mes dos para no transables, hacia el cuatro para el total, hacia el cinco para el total sin alimentos, y hacia el mes diez para transables.

Por otra parte, en tres de los cuatro paneles se observa mayor persistencia en 1989-1999 que en 1979-1989 y mucho mayor que en 2000-2010. La excepción la constituye el caso de transables, con un enorme nivel de persistencia en 1979-1989, posiblemente debido al régimen de tasa de

cambio semifijo vigente en ese periodo. Ello sugiere que la modificación más importante en el régimen cambiario ocurrió en 1989 cuando se abandonó el régimen de tipo de cambio móvil (vigente desde 1967) y no en 1999 cuando se abandonó la *banda cambiaria*.

La persistencia de la inflación sin alimentos es mayor que la de la inflación total en 1979-1989 y en 1989-1999, con patrones relativamente similares en 1999-2010. Tampoco se presenta un patrón único cuando se compara la persistencia para transables y no transables. La inflación de no transables es muy persistente en 1979-1989 y 1989-1999, pero muy poco persistente en 1999-2010, mientras que la inflación de transables ha sido relativamente persistente en los tres periodos (especialmente en 1979-1989, durante el régimen de régimen de tipo de cambio móvil); en 1979-1989 y en 1989-1999 converge a cero pero lentamente.

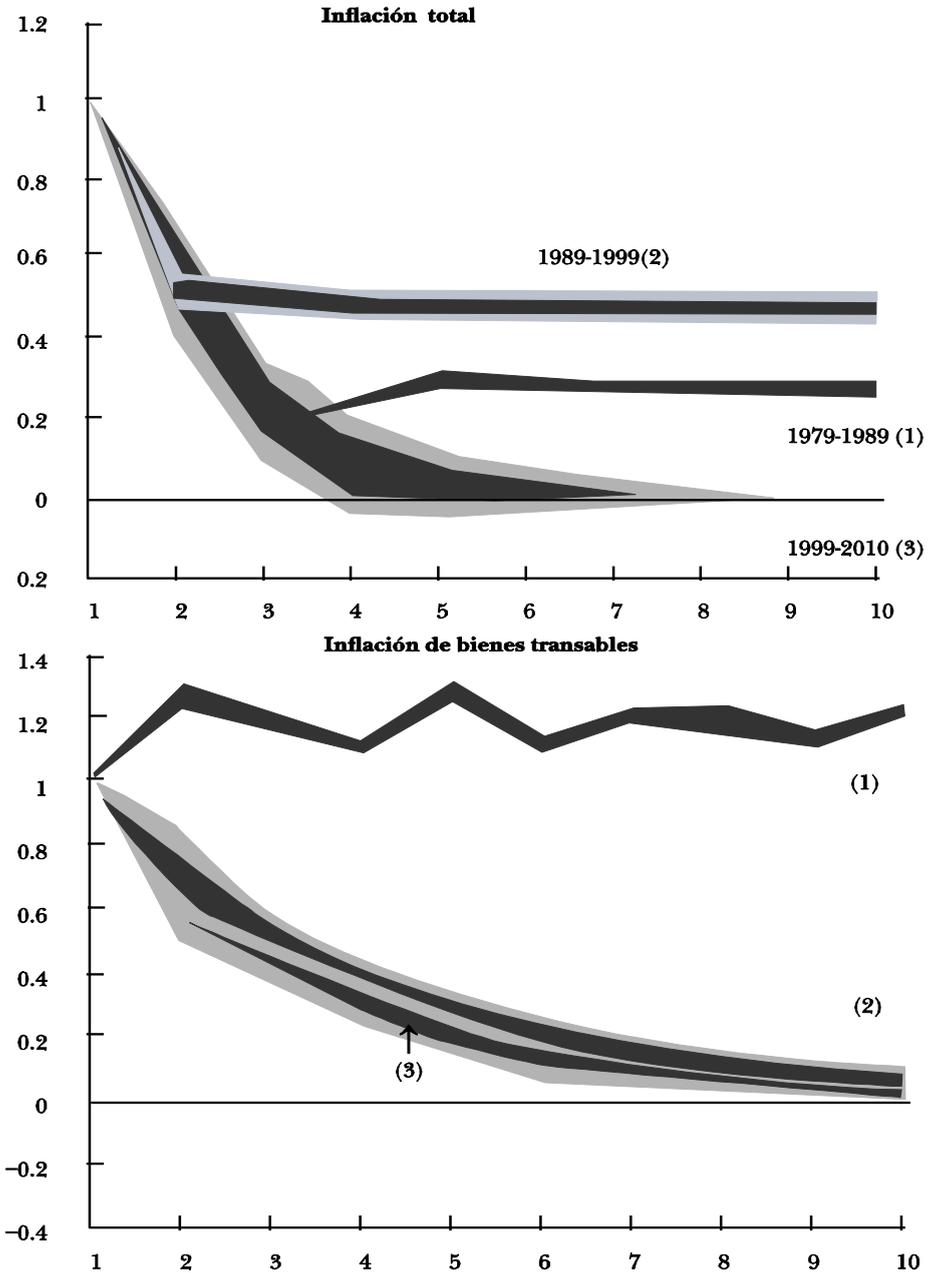
5. CONCLUSIONES

La suma de coeficientes autorregresivos para la serie de inflación total, un indicador de persistencia, no cayó en Colombia con la adopción del esquema de inflación objetivo (Echavarría, López y Misas, 2013) posiblemente debido a la influencia de la meta altamente persistente del banco central. No obstante, la meta de inflación no fue enteramente creíble, y es por ello importante considerar un modelo que permita estimar la senda de inflación esperada por los agentes en el largo plazo.

Stock y Watson (2006) propusieron un modelo con esas características y el que se utiliza en este documento mantiene sus recomendaciones generales. De acuerdo con Kang, Kim y Morley (2009), se estima para 1979t1-2010t2 un modelo de componentes no observables de inflación con cambio de régimen (en lugar de la volatilidad estocástica) más acorde con la idea de que los cambios en el régimen monetario producen variaciones relativamente abruptas en el patrón de la inflación.

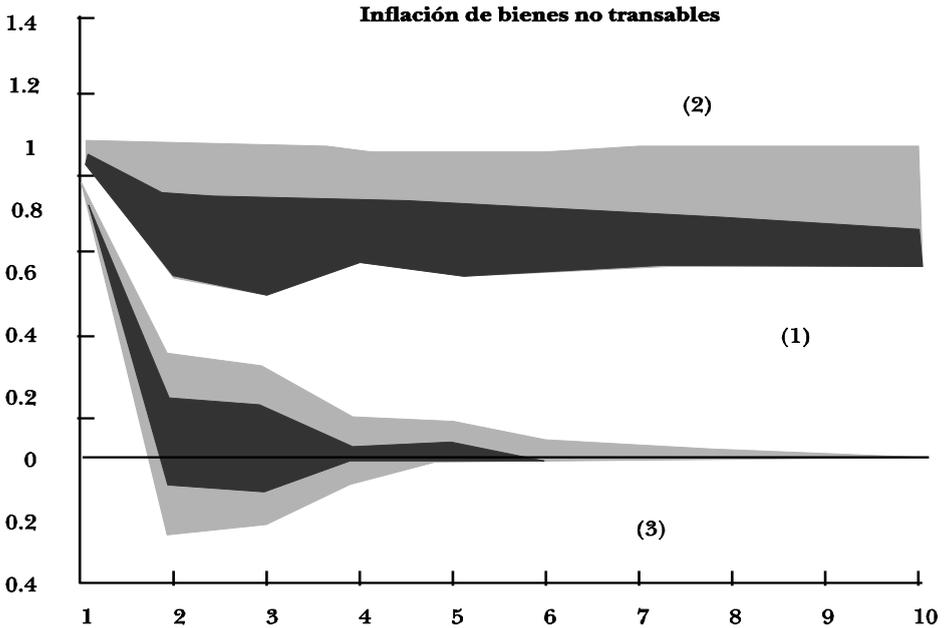
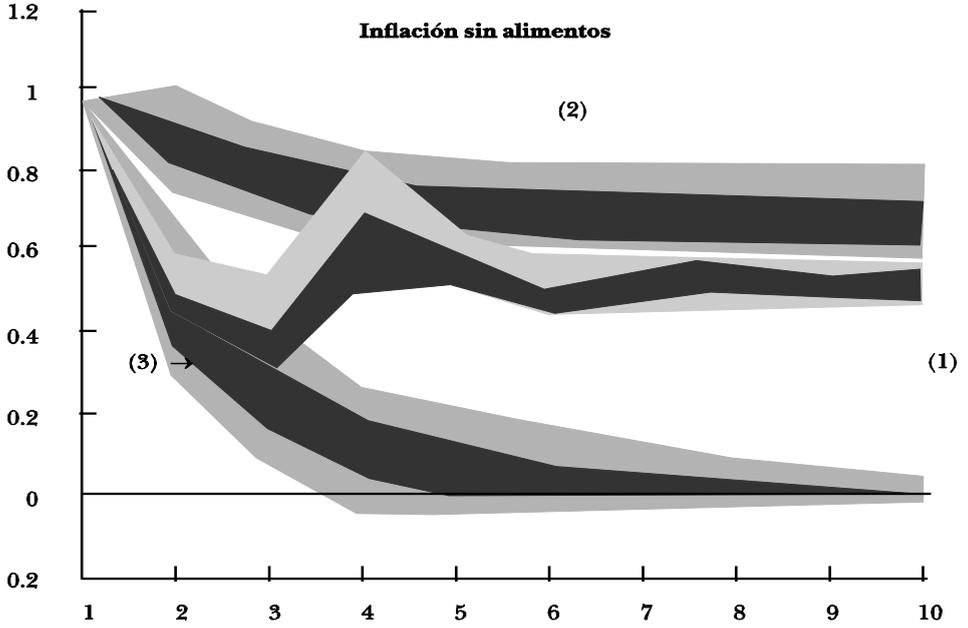
Se muestra que la tendencia de largo plazo estimada sigue las metas de inflación fijadas por el Banco, pero no coincide exactamente con ellas. También se concluye que la persistencia inflacionaria, definida en términos de las funciones impulso-respuesta, se elevó en Colombia entre 1979-1989 y 1989-1999, y se redujo a sus menores niveles en 1999-2001, gracias a la adopción del régimen de inflación objetivo. Es posible que la persistencia inflacionaria se reduzca aún más en el futuro, pues el proceso de deflación terminó y el Banco de la República ha anunciado una meta de

GRÁFICA VI. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA PARA DIFERENTES GRUPOS DE



NOTA: Los diferentes grises corresponden a niveles de confianza de 60% (oscuro) y 90%.

PRODUCTOS, 1989-2010



inflación para los próximos años coincidente con la meta de largo plazo fijada desde 2001 ($3\% \pm 1$ punto).

El trabajo reivindica la validez de la llamada curva de Phillips neokeynesiana pues la *brecha* de la inflación resulta poco persistente. No obstante, la enorme importancia de la meta (y de la credibilidad de los agentes) en la determinación de la inflación lleva a que la curva de Phillips neokeynesiana sea una explicación adecuada de apenas una porción mínima de las variaciones en la inflación total.

El trabajo compara el comportamiento de la inflación para diferentes grupos de productos. Se observa que en 1999-2010 los choques desaparecen en algún momento para todos ellos: hacia el mes dos para no transables, hacia el cuatro para el total, hacia el cinco para el total sin alimentos, y hacia el mes diez para transables. También se sugiere que la modificación más importante en el régimen cambiario ocurrió en 1989 cuando se abandonó el régimen de tipo de cambio móvil (vigente desde 1967) y no en 1999 cuando se abandonó la *banda cambiaria*.

Referencias

- Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the Evidence*, European Central Bank (Occasional Paper Series, núm. 46).
- 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, núm. 2, pp. 187-204.
- Atkeson, A., y L. E. Ohanian (2001), "Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 25, núm. 1, pp. 2-11.
- Benati, L. (2008), "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, pp. 1005-1060.
- Benati, L. (2008), *Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes*, European Central Bank (Working Papers Series, núm. 85).
- 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 U.S.*, NBER (Working Paper Series, núm. 13749).

- 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).
- Cogley, T., y A. M. Sbordone (2008), “Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve”, *American Economic Review*, vol. 98, pp. 2101-2126.
- Dornbusch, R., y S. Fischer (1991), *Moderate Inflation*, NBER (Working Paper, núm. 3896).
- Echavarría, J. J., E. López, y M. Misas (2013), “La persistencia estadística de la inflación en Colombia”, en L. D’Amato, E. López E. y M. T. Ramírez (eds.), *Dinámica inflacionaria, persistencia, y formación de precios y salarios*, CEMLA, México (Programa de Investigación Conjunta de la Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano), pp. 139-182.
- Erceg, C. J., y A. T. Levin (2001), *Imperfect Credibility and Inflation Persistence*, Federal Reserve Board.
- Gómez, J., J. D. Uribe, y H. Vargas (2002), *The Implementation of Inflation Targeting in Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 202).
- Hamann, F. (2004), *Bienes Transables, No Transables y Regulados en el Modelo de Mecanismos de Transmisión*, texto mimeografiado, Banco de la República.
- 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).
- Kang, K. H., C.-J. Kim, y J. Morley (2009), “Changes in U.S. Inflation Persistence”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol.13, núm. 4, pp. 1-21.
- Kozicky, S., y P. A. Tinsley (2005), “Permanent and Transitory Policy Shocks in an Empirical Macro Model with Asymmetric Information”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 1985-2015.
- Levin, A. T., y J. M. Piger (2004), *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?*, European Central Bank (Working Paper, núm. 334).
- Mankiw, G. (2001), “The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment”, *The Economic Journal*, vol. 111, núm. 471, pp. 45-61.
- Mishkin, F. S. (2007), “Monetary Policy Strategies for Latin America”, en F. S. Mishkin (ed.), *Monetary Policy Strategy*, MIT Press, pp. 279-308.
- Ocampo, J. A. (2004), *Entre las Reformas y el Conflicto*, Editorial Norma, Bogotá.

- 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.
- Robalo Marques, C. (2004), *Inflation Persistence: Facts or Artefacts?*, European Central Bank (Working Paper, núm. 371).
- Roberts, J. M. (2004), "Monetary Policy and Inflation Dynamics", Federal Reserve Board (FEDS Discussion Paper, núm. 2004-62)
- Rotemberg, J. (1982), "A Monetary Equilibrium Model with Transaction Costs", *Journal of Political Economy*, vol. 92, núm. 1, febrero, pp. 40-58.
- Shumway, R. H., y D. S. Stoffer (2006), *Time Series Analysis and its Applications with R Examples*, Springer, New York.
- Sims, C. A. (2001), "Comment on Sargent and Cogley's Evolving US Positive Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 16, pp. 373-379.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (2010), *Modeling Inflation after the Crisis*, presentado en el Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium, "Macroeconomic Policy: Post-Crisis and Risks Ahead," Jackson Hole, Wyoming, 26-28 de agosto.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1999), *Forecasting Inflation*, NBER (Working Paper, núm. 7023).
- Stock, J. H., y M. W. Watson (2006), *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?*, NBER (Working Paper, núm. 12324); publicado en *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, pp. 3-33.
- Svensson, L. E. O. (1999), "Inflation Targeting: Some Extensions", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 101-3, pp. 337-361.
- Vargas, H., et al. (2009), *Assessing Inflationary Pressures in Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 558).
- Woodford, M. (2005), *Central Bank Communication and Policy Effectiveness*, NBER (Working Paper, núm. 11898).