

*Luis Eduardo Arango
Ximena Chavarro
Eliana González*

Choques de precios de materias primas, inflación y política monetaria óptima: el caso de Colombia

Resumen

Estimamos los efectos en la inflación de los precios de los alimentos, el petróleo y la energía en un modelo de economía pequeña y abierta para Colombia. Esta economía exporta e importa materias primas y tiene un banco central que fija metas de inflación y que sigue una regla de tasa de interés óptima. Hallamos evidencia de pequeños efectos de los choques de precios de materias primas sobre la inflación general una vez que se ha tomado en cuenta la reacción de la autoridad monetaria.

Investigador principal de la Unidad de Investigaciones, economista de la Sección de Estadísticas del Departamento de Información Económica y Análisis Técnico, y director de la Sección de Estadísticas del Departamento de Información Económica y Análisis Técnico del Banco de la República (Colombia). Los autores agradecen a Hernando Vargas por su lectura cuidadosa y por sus contribuciones al modelo presentado y también a Marc Hofstetter, Javier Gómez, Oscar Valencia y a los dos dictaminadores anónimos por sus preguntas, comentarios y sugerencias. También agradecen a los participantes de los seminarios del Banco de la República, Acciones y Valores, Universidad de Antioquia, y XIX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano del CEMLA por sus útiles comentarios y sugerencias sobre una versión previa de este documento. Expresan también su agradecimiento a Sergio Rivera, Christian Ruiz y Edward Yanquen por su excelente asistencia para la investigación. Aplica la convencional exención de responsabilidad. Las opiniones son exclusivas de los autores y no necesariamente representan las del Banco de la República o de su Junta Directiva. Correspondencia a: Luis Eduardo Arango <larangth@banrep.gov.co>.

Así, nuestra interpretación es que la autoridad monetaria ha enfrentado correctamente los choques de precios de las materias primas. Las expectativas de inflación son el principal factor determinante de la inflación durante el régimen de metas de inflación. Los movimientos de los precios de materias primas están en gran medida incluidos en el conjunto de información utilizado para la formación de expectativas.

Palabras clave: precios de materias prima, régimen de metas de inflación, política monetaria óptima, expectativas de inflación.

Clasificación JEL: E43, E58.

Abstract

We estimate food, oil and energy price effects on inflation in a small-open-economy model for Colombia. Such an economy exports and imports commodities and has an inflation-targeter central bank who follows an optimal interest rate rule. We found evidence of small effects of commodity prices shocks on headline inflation once the reaction of monetary authority has been taken into account. Thus, our interpretation is that monetary authority has faced rightly the shocks to commodity prices. Inflation expectations are the main determinant of inflation during the inflation targeting regime. Commodity prices movements are to a great extent included in the information set to form expectations.

Keywords: commodity prices, inflation-targeting regime, optimal monetary policy, inflation expectations.

JEL classification: E43, E58.

1. INTRODUCCIÓN

El comportamiento de los precios de las materias primas es un tema de preocupación permanente entre productores, inversionistas, autoridades responsables de la política económica y economistas. La razón de esta inquietud es que los cambios de precios de las materias primas potencialmente pueden fomentar nuevas condiciones económicas y dar señales del rumbo futuro de algunas variables macroeconómicas

nacionales de relevancia. Es lo que sucede con la inflación en los países donde los choques de precios de materias primas representan una fuente importante de presiones de demanda o de oferta. En consecuencia, no es trivial la duda sobre si las autoridades monetarias deberían reaccionar o no a los efectos de las fluctuaciones de precios de las materias primas sobre la inflación nacional.

Las perturbaciones del producto son de diferente naturaleza y, por ende, requieren respuestas de política diferentes. La teoría básica sobre la economía monetaria sugiere que la autoridad monetaria debería contrarrestar los choques de demanda pero adaptarse a los choques de oferta (Clarida, Galí y Gertler, 1999). Así, la identificación de la naturaleza de los choques es apenas una de las tareas a las cuales se enfrentan las autoridades monetarias (ver Uribe, 2010). En este sentido, es necesario calibrar la magnitud de los efectos: si se presenta un efecto duradero significativo, entonces habrá que aplicar una respuesta adecuada. Por ejemplo, las fluctuaciones en los precios de las exportaciones de materias primas que provocan reacciones del ingreso nacional agregado podrían representar una fuente importante de inflación debido a las presiones de demanda en países donde estos productos son el eje de la actividad económica (FMI, 2008). Sin embargo, si el país es un importador neto de materias primas, la reacción de política podría ser diferente dependiendo del traspaso de los precios de las importaciones a la inflación.¹

Independientemente de la importancia evidente de los choques de precios de las materias primas sobre la inflación, no hay suficiente investigación de este fenómeno que apele a un modelo económico del cual pueda derivarse el proceso

¹ Algunos modelos estándar de economías pequeñas y abiertas asocian el efecto inflacionario de los precios de las importaciones a la ponderación dada a las importaciones en el IPC (ver, por ejemplo, Galí *et al.*, 2005), mientras que otros, tales como McCallum y Nelson (2001), señalan que la transmisión de la inflación queda limitada al grado en el cual los choques de precios relativos afecten la oferta agregada.

inflacionario como lo haremos continuación. Gran parte de la investigación se realiza en el marco de los modelos de equilibrio general (Medina y Soto, 2007) o de modelos empíricos (Pedersen y Ricaurte, 2014). En un trabajo reciente, Jalil y Tamayo (2011) estimaron los efectos de primer y segundo orden de los precios internacionales de los alimentos sobre la inflación de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Los autores hallaron que, para el caso de Colombia, los efectos de los choques de precios de materias primas desaparecen cuatro meses después de un choque, estimando una elasticidad de 0.27 de los precios nacionales a los precios internacionales. Cuando la inflación se descompone en inflación subyacente (sin alimentos) y cambios de los precios de los alimentos, las elasticidades son, en promedio, 0.194 y 0.477, respectivamente. Con respecto a los efectos de segundo orden, brindaron pruebas de que los efectos tienen lugar dentro de un periodo cercano a los cuatro meses, si bien la magnitud numérica es inferior al 10% de los efectos de primera ronda.

Sobre los efectos de los choques de precios de las materias primas sobre las expectativas de inflación en Colombia, recientemente Arango, Chavarro y González (2013) hallaron evidencia de efectos de primer y segundo orden entre 1990 y 2010. Sus resultados empíricos sugieren un traspaso positivo y significativo de los precios internacionales de alimentos y petróleo a los precios nacionales de algunos elementos seleccionados de las canastas del IPC y el IPP. Sin embargo, las magnitudes de los efectos son pequeñas: se halló una elasticidad de los precios nacionales con respecto a los internacionales de entre 0.1 y 0.3 en promedio.² Los efectos estimados sobre la inflación subyacente y sobre las expectativas de inflación son más grandes, en especial en el caso de los choques de precios de alimentos. En particular, un alza del 1% en el precio internacional de los alimentos produce un aumento del 0.56% sobre la inflación subyacente y explica aproximadamente un 32% de

² Para productos como cacao, café, azúcar, aceite de palma, aceite de girasol y aceite de soya, la elasticidad es superior al 0.5.

los cambios de las expectativas inflacionarias en un horizonte de un mes, con una importante baja en el segundo porcentaje cuando se extiende el horizonte de tiempo. Según estos autores, la reducción del coeficiente de traspaso de precios de los alimentos a la inflación subyacente desde la adopción del régimen de metas de inflación muestra que el control de la inflación ha rendido frutos significativos.

Sin embargo, los enfoques de Jalil y Tamayo (2011) y Arango, Chavarro y González (2013) son en esencia empíricos. Ninguno de ellos presenta un escenario teórico en el cual quede explícita la conducta de la autoridad monetaria dentro de un marco apropiado para enfrentar los choques. Esto es relevante porque el banco central de Colombia sigue una estrategia de metas de inflación y está comprometido con el control de la inflación para ofrecer condiciones para un crecimiento económico sostenible. Desde nuestra perspectiva, el traspaso final de los choques de precios de las materias primas a la inflación nacional debería analizarse teniendo en cuenta la función de reacción implícita en la regla de política monetaria.

En consecuencia, este artículo tiene por objetivo determinar cuánto de los choques de los precios internacionales de materias primas se trasladan a la inflación en un marco de política monetaria óptima. Este aspecto es importante por dos razones: por una parte, Colombia es un exportador de materias primas y por lo tanto los cambios en los mercados mundiales de materias primas podrían tener un efecto directo sobre la economía a través de canales que abarcan el crecimiento del producto interno bruto, los movimientos del tipo de cambio, (des)equilibrios financieros, comportamiento de la inflación y una mayor exposición a la dinámica de demanda agregada en las economías emergentes y desarrolladas. Por otra parte, vale la pena evaluar cómo un marco de políticas monetarias óptimas lleva a una mayor estabilidad de precios dados los movimientos de los precios de las materias primas.

El marco teórico que usamos se basa en Walsh (2002) y De Gregorio (2007) y consiste en un modelo de libro de texto usado para explicar la estrategia de inflación que se trata más

adelante.³ En este caso, este trabajo podría ser considerado un intento empírico por verificar la bondad de este modelo simple para explicar los factores determinantes de la inflación en una economía pequeña y abierta. El aparato teórico se enriquece con cuatro choques: impulsado por costos, de demanda y dos estructurales. El choque de demanda intenta registrar la idea de que los movimientos de precios de las materias primas (petróleo, carbón, etc.) tienen efectos principalmente por medio de la demanda agregada más que por medio de la oferta en la economía.⁴ Como veremos a continuación, el éxito del modelo no es del todo auspicioso. Además, conforme los resultados los choques de precios de materias primas y otros choques de demanda y oferta son de menor importancia mientras que las expectativas son el principal factor determinante de la inflación durante el régimen de metas de inflación. Así las cosas, sostenemos que la autoridad monetaria ha enfrentado apropiadamente los choques de precios de materias primas durante este régimen.

El presente trabajo se divide en seis secciones de las cuales esta introducción es la primera. La segunda muestra algunos hechos del comportamiento reciente de los precios de las materias primas y de la inflación. La tercera sección presenta y

³ El mismo marco fue empleado por Vargas y Cardozo (2013).

⁴ Esta conjetura se basa en dos hechos. Primero, Colombia es un país exportador neto de petróleo (las exportaciones de petróleo representaron el 34.3% de las exportaciones totales promedio de 2005 a 2010). Además, el gobierno es el principal accionista de la mayor empresa petrolera de Colombia (los ingresos del petróleo recibidos por el gobierno representaron aproximadamente el 12% del total de los ingresos públicos entre 2007 y 2013). Segundo, los síntomas de la enfermedad holandesa padecidos por la economía colombiana, asociados al buen comportamiento de los términos de intercambio. En realidad, el sector industrial mantuvo una tasa anual de crecimiento del 3.1% entre 2000 y 2013, interrumpida por la crisis de 2008 y 2009, cuando el crecimiento fue del 0.6% y de -4.1%, respectivamente. En el periodo posterior a la crisis, la tasa anual de crecimiento del sector fue del 1.8%, muy por debajo de la economía general (4.4%).

explica el modelo y ofrece algunas conjeturas. La cuarta sección está dedicada a explicar la manera en la cual se obtienen los choques estructurales, los choques de precios de materias primas y las expectativas inflacionarias. La quinta sección presenta y discute los resultados. Finalmente, en la sexta sección se presentan las conclusiones.

2. HECHOS SOBRE EL COMPORTAMIENTO RECIENTE DE LOS PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS

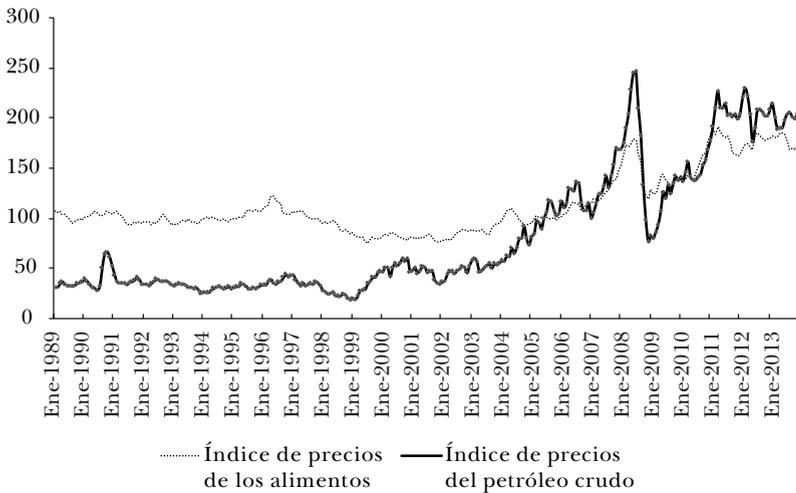
La gráfica 1 muestra los índices de precios de los alimentos y del petróleo crudo.⁵ Después de un periodo de relativa estabilidad, durante el decenio pasado el índice de precios mundiales de los alimentos creció más de un 110% entre enero de 2000 y diciembre de 2013 y más de un 339% en el caso del petróleo crudo durante el mismo periodo. En términos reales, entre enero de 2000 y diciembre de 2013, las variaciones porcentuales de los precios de los alimentos y del petróleo crudo fueron del 52% y del 218%, respectivamente, mientras que desde enero de 1990 a diciembre de 1999 las variaciones porcentuales fueron de -41% y -9%, respectivamente. Todos estos movimientos de precios, presentados en investigaciones anteriores (ver Frankel, 2006; Bernanke, 2006), son consecuencias de los choques de oferta y de demanda. Por otra parte, una demanda creciente de materias primas por parte de las grandes economías emergentes como China y la India ha elevado los precios de las materias primas. La transición hacia otros tipos de energía, en particular una demanda creciente de biocombustibles, ha aumentado el precio de la tierra y, a la vez, ha incrementado el costo de producción de los alimentos. Los avances financieros en los mercados de materias primas, los fenómenos climáticos y los choques de oferta en el mercado del petróleo crudo son otras de las razones que explican la subida de los precios mundiales de las materias primas.

⁵ Nuestros precios de referencia son los índices de precios internacionales de los alimentos y del petróleo crudo del FMI.

Gráfica 1

ÍNDICES DE PRECIOS DE LOS ALIMENTOS Y DEL PETRÓLEO CRUDO

(base: 2005=100)



Fuentes: FMI, Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) y cálculos del autor.

Potencialmente, los auges de precios de las materias primas producen efectos de primera y segunda ronda sobre la inflación. Los primeros consisten en los efectos directos o primarios mientras que los segundos están asociados con una subida de la inflación subyacente. Este caso se presenta cuando los incrementos en los precios de alimentos y combustibles hacen subir las expectativas de inflación y la inflación subyacente produciendo mayores incrementos de precios y mayor demanda de salarios más altos. Esto es especialmente importante para aquellas economías donde las materias primas son una proporción importante del gasto final y la política monetaria tiene una credibilidad limitada. En la medida en la cual los choques de precios de materias primas sean grandes y persistentes, aumentan los riesgos de inflación y aparecen los efectos de segunda ronda que requieren una respuesta de política exacta y oportuna. En otras palabras, si los choques de precios de las materias primas son transitorios, se espera que disminuyan en el corto plazo

sin efectos persistentes en las expectativas de inflación ni en la inflación subyacente. En contraste, ante choques persistentes y de gran magnitud, como fue el caso en episodios recientes, las autoridades monetarias enfrentan un reto ya que estos se transmiten a las expectativas inflacionarias y a los precios de otros productos y servicios de la economía (Bernanke, 2006).

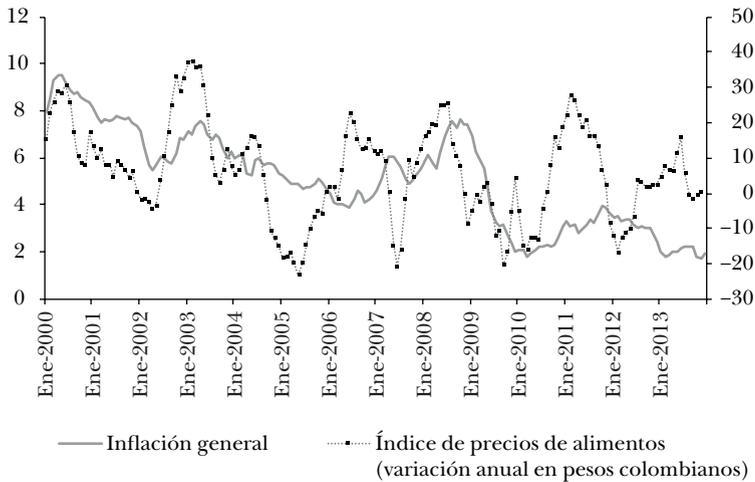
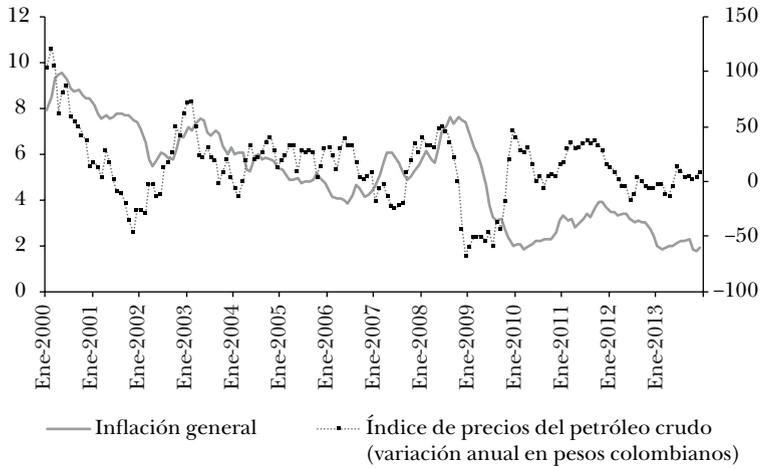
La gráfica 2 presenta algunas de las variables que usamos para analizar el efecto de los choques de precios de materias primas sobre la inflación en Colombia; más adelante introduciremos los procesos de expectativas. El panel superior presenta la inflación general y la variación anual del petróleo crudo (lado izquierdo) y los precios internacionales de los alimentos (lado derecho), ambos expresados en pesos colombianos. Cabe destacar dos cosas. Primero, hay coincidencia entre los movimientos de precios internacionales de las materias primas y la inflación general durante el mismo periodo.⁶ Segundo, los acontecimientos más recientes de inflación en Colombia sugerirían una reacción eficaz de la autoridad monetaria, ya que los nuevos incrementos de los precios mundiales del petróleo

⁶ Por ejemplo, en 2007, la inflación en Colombia alcanzó el 5.69%, superando el límite superior de la meta de inflación en 119 puntos básicos. Esto, como señala la autoridad monetaria de Colombia (ver el *Informe de Inflación*, diciembre de 2007), se debió principalmente a una inflación de alimentos superior a la esperada; los precios mundiales de las materias primas explicaron gran parte de este incremento. A fines de 2008, en Colombia la inflación subió al 7.67%, alejándose esta vez del límite superior de la meta por 317 puntos básicos. Una vez más, la autoridad monetaria de Colombia argumentó que los altos precios internacionales del petróleo y de otras materias primas, no sólo ejercieron presiones inflacionarias sobre los precios nacionales de alimentos y combustibles, sino que también tuvieron un efecto considerable sobre las expectativas inflacionarias. Algunos bancos centrales subestimaron el alcance del aumento de los precios internacionales de las materias primas y su efecto sobre las expectativas de mayores aumentos de precios y de la inflación total, situación que aparentemente ocurrió también en Colombia. Como veremos más adelante, no hay evidencia para rechazar tal afirmación si incluimos en el panorama el componente permanente de precios de materias primas.

Gráfica 2

VARIACIÓN ANUAL DE PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS, INFLACIÓN GENERAL Y TASA DE POLÍTICA

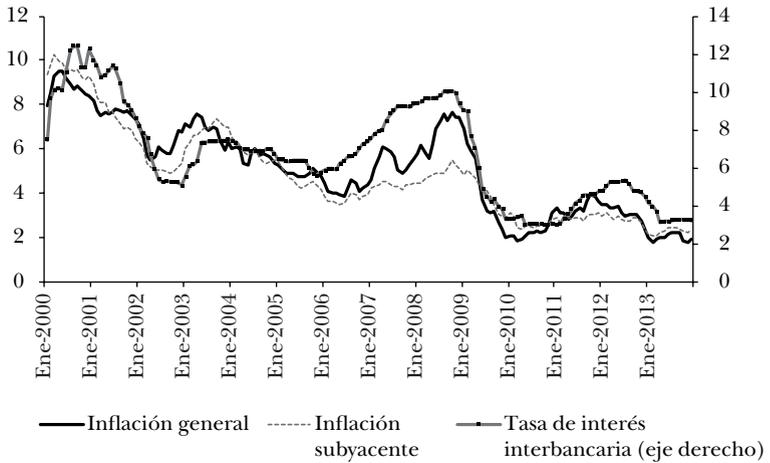
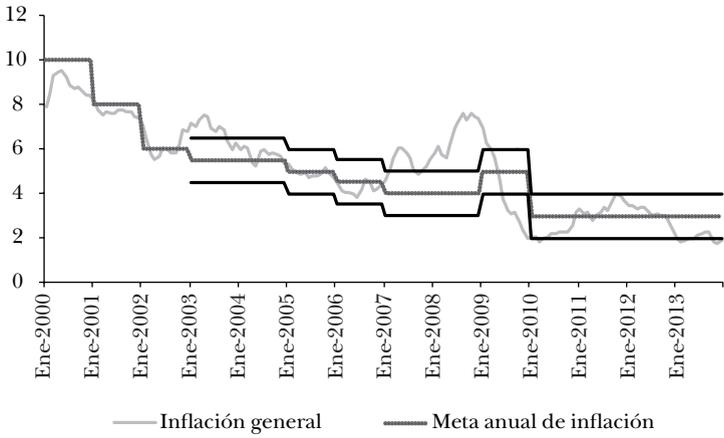
(porcentajes)



Nota: el eje derecho mide el cambio porcentual anual de los precios internacionales.
Fuentes: FMI; Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE); y cálculos del autor.

Gráfica 2 (cont.)

VARIACIÓN ANUAL DE PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS,
INFLACIÓN GENERAL Y TASA DE POLÍTICA
(porcentajes)



Fuentes: FMI; Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) y cálculos de autor.

crudo y de alimentos no tuvieron efecto en la inflación, la cual se ha mantenido dentro del rango meta (ver el panel inferior, lado izquierdo). El panel inferior (lado derecho) de la gráfica 2 muestra el comportamiento de la tasa de política (medida por la tasa de interés interbancaria), del nivel de inflación general y de la inflación subyacente medida como inflación sin los precios de los alimentos ni los regulados.

3. EL MODELO

Como se señaló antes, este trabajo tiene como propósito analizar los efectos de los choques de precios de materias primas en la inflación nacional en Colombia, con base en un modelo en el cual la autoridad monetaria reacciona a las desviaciones del producto de su nivel de equilibrio de precios flexible, a las desviaciones de la tasa de inflación de su meta y a las desviaciones del tipo de cambio real de su valor de equilibrio de largo plazo. Para ello se plantea un proceso de generación de datos para la inflación, π_t , en el entorno de una economía pequeña y abierta con una estrategia de metas de inflación y estimamos el efecto sobre esta de los choques de precios de materias primas (choques de demanda agregada),⁷ expectativas, inflacionarias, choques de costos,⁸ y dos choques estructurales.

El marco de análisis se sustenta en dos relaciones: una curva de Phillips aumentada por expectativas y una descripción del comportamiento de la política monetaria, que refleja las preferencias de los responsables de la política económica en ajustar la brecha del producto y las desviaciones de la inflación y del tipo de cambio (ver Walsh, 2002). Esto último implica un banco central que fija su instrumento de política para estabilizar la inflación, la brecha del producto y el tipo de cambio. La regla de política monetaria (RPM) emerge cuando la autoridad

⁷ Nos referimos a los choques a los precios internacionales de petróleo y energía.

⁸ Como explicamos más adelante, una fracción de estos corresponden a choques de precios internacionales de alimentos.

monetaria equilibra los costos y los beneficios marginales de sus acciones de política. En otras palabras, la RPM ilustra la relación entre la brecha del producto, los desajustes del tipo de cambio y las desviaciones de la inflación compatible con una autoridad monetaria cuya función es minimizar los costos en producto y la variabilidad de la inflación.⁹

La RPM ilustra la reacción de la autoridad monetaria. Una vez que esta autoridad observa la inflación actual, decide el tamaño óptimo de la brecha del producto y la desviación del tipo de cambio. En estas condiciones, el equilibrio a largo plazo ocurre cuando la brecha del producto equivale a cero, la inflación actual es igual a la meta del banco central y el tipo de cambio está en su nivel de largo plazo. Como señalan Gertler, Galí y Clarida (1999), el problema de la formulación de la política consiste en determinar cómo debería ajustarse la tasa de interés al estado actual de la economía.

Seguimos a De Gregorio (2007) y Walsh (2002) al plantear un modelo que consiste en tres ecuaciones básicas: una curva de Phillips aumentada por expectativas, la cual representa la oferta agregada de la economía, una demanda agregada del tipo IS y una RPM derivada más adelante a partir de una función objetivo de la autoridad monetaria que sigue una regla óptima.

La curva de Phillips y la curva IS están dadas por:

$$1 \quad \pi = \pi^e + \theta(y - \bar{y}) + \delta(q - \bar{q}) + \omega \varepsilon^{\text{alimentos}} + \varepsilon,$$

⁹ Sin embargo, los factores distintos a la política monetaria sistemática influyen en la demanda agregada y el producto de manera tal que la autoridad monetaria no puede anticiparlos perfectamente. Además, los responsables de la política económica podrían tener metas más allá de la estabilización de la inflación y de la brecha del producto que cambiaría la relación entre la brecha del producto y la inflación descrita por la regla de política monetaria. Posteriormente puede agregarse una variable aleatoria de perturbación que denota el efecto neto sobre el producto de estos factores adicionales.

2

$$y - \bar{y} = A - \varphi(i - \pi^e) + \alpha q + \rho \mu^{\text{petróleo crudo}} + \mu,$$

donde π representa la tasa anual de inflación; π^e , las expectativas de inflación; y , el producto; \bar{y} , el nivel de producto de equilibrio de precios flexibles; q , el tipo de cambio real; \bar{q} , es el valor a largo plazo del tipo de cambio real; A , un factor compuesto que da cuenta del gasto autónomo; i , la tasa de interés nominal; $\bar{\pi}$, la meta de inflación anual; $\varepsilon^{\text{alimentos}}$ y $\mu^{\text{petróleo crudo}}$, los componentes de precios de materias primas ortogonales a los mecanismos de expectativas; ε y μ , los choques de costos y demanda, respectivamente; y θ , δ , φ , ω , α , ρ son parámetros desconocidos.

De acuerdo con las ecuaciones 1 y 2, una fracción de los choques de costos y de demanda está estrictamente relacionada con las presiones que provienen de los choques de precios internacionales de los alimentos y del petróleo crudo, respectivamente. Así, tanto ε como μ son residuos de una regresión de cada uno de ellos en $\varepsilon^{\text{alimentos}}$ y $\mu^{\text{petróleo crudo}}$. Más adelante se explica la manera en la cual se identifican y obtienen ε , μ , $\varepsilon^{\text{alimentos}}$ y $\mu^{\text{petróleo crudo}}$.

De acuerdo con De Gregorio (2007), el problema de optimización de la autoridad monetaria puede expresarse como: $\min \lambda(y - \bar{y})^2 + (\pi - \bar{\pi})^2 + \beta(q - \bar{q})^2$ sujeto a 1 y 2. La función de pérdida da cuenta de las desviaciones del producto de su nivel de equilibrio de precios flexibles, de la tasa de inflación de su meta y de las desviaciones del tipo de cambio real de su valor de equilibrio a largo plazo. El modelo incluye también una condición de paridad sin cobertura de la tasa de interés, $r = r^* + \bar{q} - q$, y la ecuación de Fisher, $i = r = \pi^e$.

A partir de las condiciones de primer orden del problema de optimización, la RPM está dada por

3

$$\pi - \bar{\pi} = -\left(\frac{\alpha\lambda}{\alpha\theta + \delta}\right)(y - \bar{y}) - \left(\frac{\beta}{\alpha\theta + \delta}\right)(q - \bar{q}).$$

Esta curva refleja el dilema que enfrenta la autoridad monetaria en términos de mantener la inflación, el producto y el tipo de cambio real tan cercanos como sea posible de su meta y de sus niveles de equilibrio. Luego de reemplazar la RPM en la curva de Phillips y en la curva IS, hallamos la regla de tasa de interés óptima (RTO),

$$4 \quad i = \bar{i} + \left(1 + \frac{\theta\alpha + \delta}{\nu}\right) [\pi^e - \bar{\pi}] + \frac{\theta(\alpha\theta + \delta) + \alpha\lambda}{\nu} (\rho\mu^{\text{petróleo crudo}} + \mu) + \frac{(\alpha\theta + \delta)}{\nu} (\omega\varepsilon^{\text{alimentos}} + \varepsilon),$$

donde $\bar{i} = r^* + \bar{\pi}$ y $\nu = \alpha^2\lambda + \varphi\alpha\lambda + \beta + (\theta\alpha + \delta)(\delta + \alpha\theta + \varphi\theta)$.

La RTO ilustra la reacción de la autoridad monetaria cuando las expectativas de inflación son diferentes de la meta o se producen choques a los precios de las materias primas, de demanda u otros choques de costos. Es evidente que mientras mayor sea el valor de β , menor será la reacción de la autoridad monetaria a los choques o a las expectativas.¹⁰ Cabe recordar que el parámetro ν contiene β , y que el primero aparece en el denominador de cada coeficiente.

Haciendo un poco de álgebra, el proceso de inflación puede escribirse como

$$5 \quad \pi = \left(\frac{\alpha^2\lambda + \varphi\alpha\lambda + \beta}{\nu}\right) \pi^e + \left[1 - \left(\frac{\alpha^2\lambda + \varphi\alpha\lambda + \beta}{\nu}\right)\right] \bar{\pi} + \left(\frac{\beta\theta - \delta\alpha\lambda}{\nu}\right) (\rho\mu^{\text{petróleo crudo}} + \mu) + \left(\frac{\alpha^2\lambda + \varphi\alpha\lambda + \beta}{\nu}\right) (\omega\varepsilon^{\text{alimentos}} + \varepsilon),$$

donde quedan claras las fuentes del proceso de inflación en este modelo. En primer lugar, observamos que mientras mayores sean las expectativas, mayor es la inflación anual. Al mismo tiempo, la realización positiva de (casi) todos los choques se traducirá en una tasa de inflación más alta. Sin embargo, en el caso de los choques

¹⁰ El parámetro β representa la ponderación de las desviaciones del tipo de cambio de su valor largo plazo.

de los precios del petróleo o de demanda estructural, la reacción de la inflación será diferente, dependiendo de qué fuerza sea más grande, ya sea $\beta\theta$ o $\delta\alpha\lambda$. Los primeros parámetros representan, por una parte, el peso de las desviaciones del tipo de cambio de su valor a largo plazo en la función de pérdida y el parámetro asociado con el costo marginal en la curva de Phillips. Por otra parte, los parámetros $\delta\alpha\lambda$ representan la contribución a la inflación de las desviaciones del tipo de cambio de su valor de largo plazo en la curva de Phillips, el coeficiente del tipo de cambio real en la ecuación de la IS, y las ponderaciones de la brecha en la función pérdida, respectivamente. Así, si el valor del producto $\beta\theta$ es mayor (menor) que el producto $\delta\alpha\lambda$, cualquier choque positivo a los precios del petróleo o un choque de demanda incrementará (reducirá) la inflación. En particular, si la autoridad monetaria expresa una inquietud sobre las desviaciones del tipo de cambio real de su valor de largo plazo, la subida de la tasa de interés nominal será menor que de otro modo. En el caso extremo en que la autoridad monetaria no exprese ninguna inquietud sobre el tipo de cambio real en la función pérdida ($\beta = 0$), cualquier choque a los precios del petróleo o a la demanda llevará a una reducción de la inflación dada la reacción condensada en la RTO.

El proceso inflacionario puede también expresarse como:

$$\begin{aligned}
 \pi - \bar{\pi} = & \left(\frac{\alpha^2\lambda + \varphi\alpha\lambda + \beta}{\nu} \right) (\pi^e - \bar{\pi}) + \left(\frac{\beta\theta - \delta\alpha\lambda}{\nu} \right) (\rho\mu^{\text{petróleo crudo}} + \mu) + \\
 & + \left(\frac{\alpha^2\lambda + \varphi\alpha\lambda + \beta}{\nu} \right) (\omega\varepsilon^{\text{alimentos}} + \varepsilon),
 \end{aligned}$$

que es la ecuación que se estima en este documento. En esencia, se ilustra que, dentro de este marco económico, las desviaciones de la inflación de la meta se producen por las desviaciones de las expectativas de inflación desde su meta, y por los choques de precios de las materias primas, por los choques de demanda y por los choques de costos. En la próxima sección, mostramos cómo se construyen algunas variables incluidas en el modelo.

4. DATOS: CHOQUES DE PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS, EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS, META MENSUAL DE INFLACIÓN Y CHOQUES DE OFERTA Y DE DEMANDA

La estimación de la ecuación 6 requiere de algunos datos que no están disponibles inmediatamente. Es el caso de los mecanismos de expectativas de inflación, de las trayectorias de los choques precios de las materias primas ortogonales a expectativas inflacionarias, de las series mensuales de metas de inflación¹¹ y de los choques estructurales identificados. Consideraremos cada uno de ellos por separado.

4.1 Mecanismos de expectativas

El primer mecanismo que usamos para medir las expectativas de inflación es la *break-even inflation* (BEI de ahora en adelante) que usa información del mercado secundario de deuda de Colombia. En este caso, al aplicar la ecuación de Fisher, las expectativas de inflación se computan en distintos horizontes como la diferencia entre el rendimiento nominal de los bonos de renta fija y el rendimiento real sobre los bonos vinculados a la inflación, ambos emitidos por el gobierno. Del mismo modo, las tasas BEI de curvas de rendimiento de un año y dos años representan nuestras medidas de las expectativas de inflación con base en el mercado. El segundo indicador de expectativas de inflación es la tasa BEI a plazo que en esencia deriva las expectativas de las curvas de inflación BEI uno y dos años adelante y refleja la inflación esperada en un año para el año siguiente.

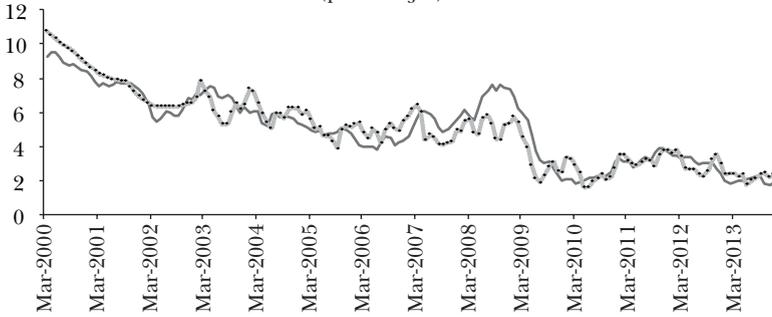
Finalmente, las expectativas de inflación se obtienen también suponiendo que los agentes forman sus expectativas sobre la inflación futura, con uno o dos años de anticipación

¹¹ Esto es porque usamos datos mensuales sobre la estimación. Luego, necesitamos una estimación de las metas de inflación mensual a fin de calcular la desviación de la tasa de inflación mensual de su meta implícita.

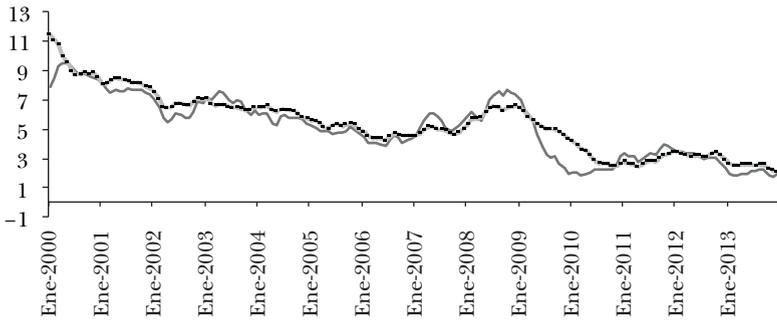
Gráfica 3

PANEL A. EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN A UN AÑO

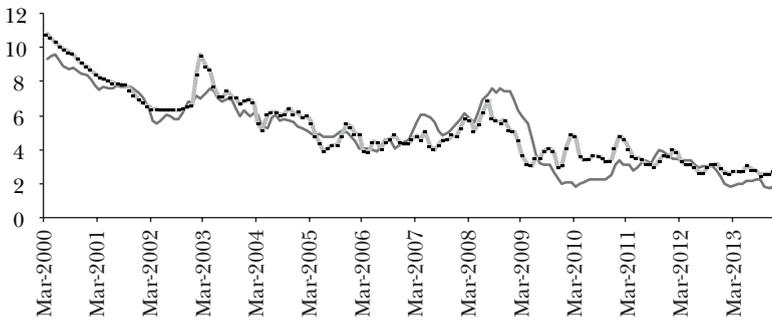
(porcentajes)



— Inflación general - - - Expectativas de inflación basadas en BEI



— Inflación general - - - Expectativas racionales e imperfectas de inflación



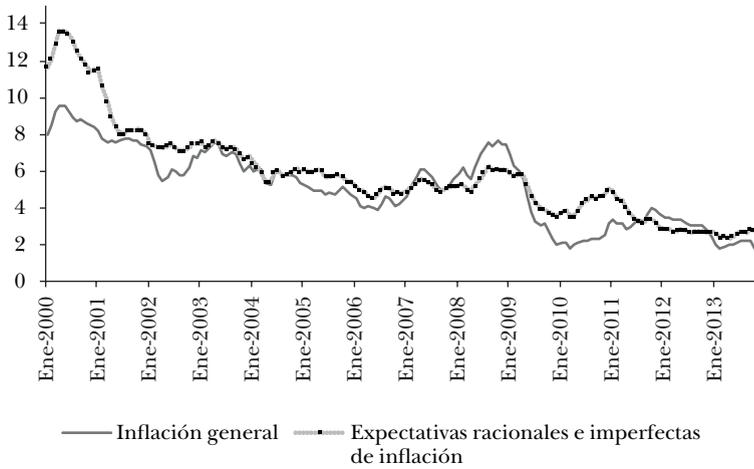
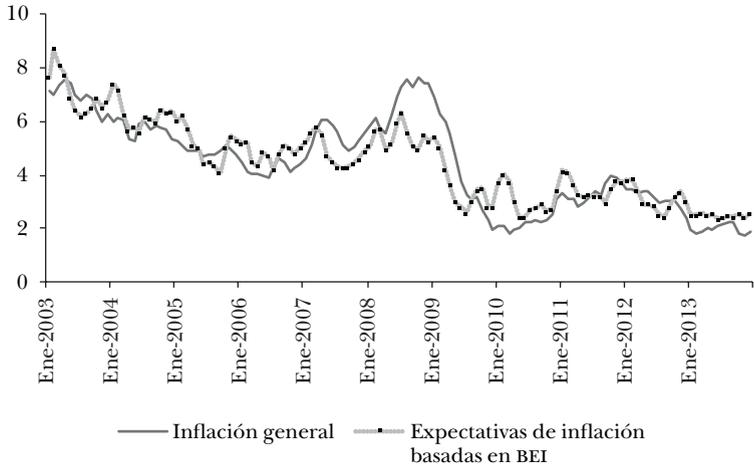
— Inflación general - - - Expectativas futuras de inflación basadas en BEI

Fuentes: DANE, Banco de la República (Colombia), y cálculos del autor.

Gráfica 3

PANEL B. EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN A DOS AÑOS

(porcentajes)



Fuentes: DANE, Banco de la República (Colombia), y cálculos del autor.

($s=12, 24$ meses), de acuerdo con un proceso específico. Para este fin, usamos un mecanismo de expectativas racionales imperfectas, dado por un proceso de media móvil tal como:

$$7 \quad \pi_{t-s,t}^e = \kappa \pi_{t-s}^{general} + (1 + \kappa) \pi_t^{general},$$

donde tanto la inflación general como las expectativas de inflación corresponden a las tasas anuales. Este mecanismo se basa en la hipótesis de que los agentes asignan un peso κ ¹² a la inflación observada hace s periodos y un peso $(1 - \kappa)$ a la inflación actual para predecir cómo se espera que se comporte la inflación en el futuro. Este mecanismo respalda la propiedad de inercia del proceso de expectativas inflacionarias. La gráfica 3 presenta la relación entre la inflación general y las expectativas de inflación. Las gráficas se elaboraron teniendo en cuenta el hecho de que los agentes forman sus expectativas de inflación con anticipación, de manera tal que los resultados de la inflación actual se relacionan con sus correspondientes expectativas de inflación formadas 12 y 24 meses antes.

Cuando las expectativas son racionales e imperfectas, el proceso inflacionario puede expresarse como:

$$8 \quad \begin{aligned} \pi - \bar{\pi} = & \frac{\kappa(\alpha^2 \lambda + \varphi \alpha \lambda + \beta)}{\nu - (1 - \kappa)(\alpha^2 \lambda + \varphi \alpha \lambda + \beta)} (\pi_{-s} - \bar{\pi}) + \\ & + \frac{\beta \theta - \delta \alpha \lambda}{\nu - (1 - \kappa)(\alpha^2 \lambda + \varphi \alpha \lambda + \beta)} (\rho \mu^{petróleo\ crudo} + \mu) + \\ & + \frac{(\alpha^2 \lambda + \varphi \alpha \lambda + \beta)}{\nu - (1 - \kappa)(\alpha^2 \lambda + \varphi \alpha \lambda + \beta)} (\omega \varepsilon^{alimentos} + \varepsilon). \end{aligned}$$

¹² El valor de κ utilizado es 0.44.

4.2 Choques a los precios de las materias primas

Para evaluar el traspaso de los choques de precios de materias primas a la inflación es importante definir qué es un choque de precios. A estos efectos, usamos el filtro de Hodrick-Prescott para descomponer la variación anual de precios de las materias primas en componentes permanentes y transitorios, siendo los últimos no anticipados.

Del mismo modo, hemos elegido tres índices de precios de materias primas del Índice de Precios de las Materias Primas del FMI: petróleo crudo, energía y alimentos. Desde la perspectiva de la demanda, consideramos los choques a los precios del petróleo y de la energía, los cuales denotamos por $\mu^{\text{petróleo crudo}}$ (el cual incluye un promedio simple de tres precios al contado: Dated Brent, West Texas Intermediate y Dubai Fateh) y $\mu^{\text{energía}}$ (el cual incluye los índices del petróleo, gas natural y carbón), respectivamente, mientras que los choques a los precios de los alimentos se denotan por $\varepsilon^{\text{alimentos}}$. Todos estos choques deberían satisfacer la restricción clave de ser ortogonales a los mecanismos de expectativas de inflación definidos anteriormente, un supuesto verificado. También pusimos a prueba el supuesto de que las expectativas de inflación deberían correlacionarse con el componente permanente (a largo plazo) de los precios del petróleo crudo, la energía y los alimentos, pero no con el componente transitorio (cíclico).

A fin de verificar el último supuesto, calculamos los coeficientes de correlación de Pearson entre cada uno de los mecanismos de expectativas y los componentes permanentes y transitorios de las fluctuaciones de precios de materias primas. El cuadro 1 muestra los coeficientes estimados de correlación entre cada mecanismo de expectativas y los componentes transitorios y permanentes de la variación anual de precios de las materias primas, denominados en dólares. Para todos los mecanismos, las expectativas de inflación se correlacionan con el componente a largo plazo de la variación anual de los precios de las materias primas.

El mecanismo de expectativas racionales e imperfectas tiene el coeficiente de correlación más bajo mientras que las expectativas generadas mediante el mecanismo de tasa BEI exhibe la correlación más alta. Los componentes cíclicos de la variación anual de los precios de las materias primas no están correlacionados con las expectativas de inflación, con la única excepción del mecanismo de tasa BEI a plazo. Sin embargo, consideraremos que, en general, los componentes transitorios de los precios internacionales de las materias primas no están correlacionados con las expectativas inflacionarias en Colombia.¹³

4.3 Meta mensual de la tasa anual de inflación

Nuestras estimaciones del proceso de inflación requieren tener un valor mensual de la meta de inflación anual, variable que no está disponible. Para obtenerlo, establecemos primero el criterio para determinar si la meta se alcanzó o no en una muestra de 22 años, de 1991 a 2013. Así, calculamos la relación de la tasa de inflación observada respecto a su valor meta y evaluamos si esta relación excede o está por debajo de un nivel máximo; denotamos este valor por g .¹⁴ Esencialmente, estamos estimando una meta mensual basada en la trayectoria de los años en los cuales se ha logrado la meta (ver Arango, García y Posada, 2013).

Una vez que establecimos la cantidad de años en los cuales se logró la meta, calculamos la contribución promedio de cada mes del año a la tasa de inflación anual. Esto es, en un año en el cual se logró la meta, en promedio cuánto de la tasa de inflación anual se alcanzó en enero, cuánto en febrero, y así sucesivamente, hasta el último mes del año. Obtenemos una

¹³ También ejecutamos regresiones de expectativas de inflación en componentes temporales y permanentes de los índices de precios de las materias prima. Los resultados son similares a los presentados en el cuadro 1; esto es, en general, los componentes permanentes de los precios de las materias primas explican las expectativas de inflación mientras que los componentes temporarios no. No se muestran los resultados, pero están disponibles para solicitarse.

¹⁴ Fijamos g igual a 0.05 y hallamos un total de siete años en los cuales se cumple este criterio.

Cuadro 1

**CORRELACIÓN DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN
CON COMPONENTES PERMANENTES Y TRANSITORIOS
DE LA VARIACIÓN ANUAL DE LOS PRECIOS DE LAS MATERIAS
PRIMAS DENOMINADOS EN DÓLARES**

<i>Precio</i>	<i>Un año de anticipación</i>			<i>Dos años de anticipación</i>	
	<i>Expectativas derivadas de la tasa BEI</i>	<i>Expectativas derivadas de la tasa BEI a plazo</i>	<i>Expectativas racionales-imperfectas</i>	<i>Expectativas derivadas de la tasa BEI</i>	<i>Expectativas racionales-imperfectas</i>
Petróleo crudo					
Permanente	0.36 ^a	0.28 ^a	0.20 ^a	0.47 ^a	0.29 ^a
Valor <i>p</i>	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Transitorio	0.04	0.13	0.03	0.09	0.10
Valor <i>p</i>	0.57	0.10	0.67	0.30	0.19
Energía					
Permanente	0.42 ^a	0.33 ^a	0.27 ^a	0.53 ^a	0.34 ^a
Valor <i>p</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Transitorio	0.06	0.15	0.04	0.13	0.11
Valor <i>p</i>	0.41	0.05	0.59	0.14	0.14
Alimentos					
Permanente	-0.38 ^a	-0.42 ^a	-0.47 ^a	0.44 ^a	-0.54 ^a
Valor <i>p</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Transitorio	0.12	0.17 ^b	0.00	0.12	0.09
Valor <i>p</i>	0.12	0.03	0.96	0.17	0.26

Nota: los números corresponden al coeficiente de correlación de Pearson; en el renglón de abajo se muestra el valor *p* asociado. ^a Representa la significancia a un 1% y ^b a un 5 por ciento.

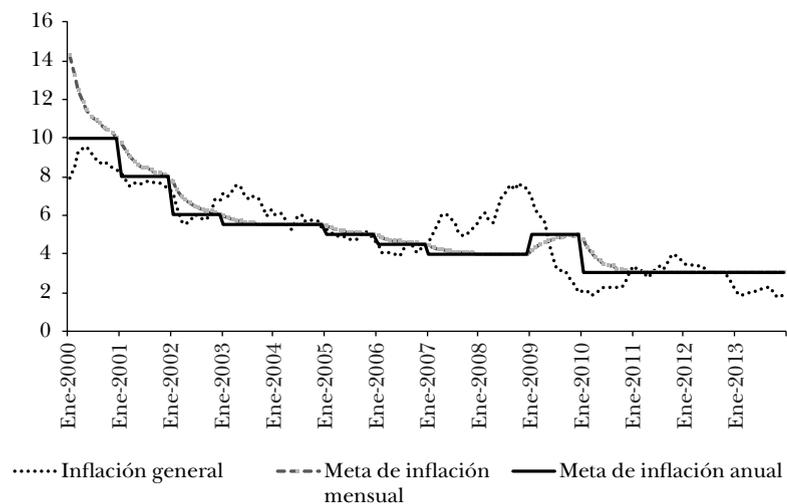
contribución mensual promedio para lograr la meta a partir de la muestra de años que coinciden con este criterio. Posteriormente usamos estas contribuciones y la meta correspondiente para cada año de la muestra para calcular, en base mensual, la meta de inflación. La gráfica 4 ilustra nuestra meta ajustada en forma mensual junto con las tasas de inflación observadas de 2000m01 a 2013m12.

4.4 Choques estructurales

Además de los choques de precios de materias primas, el modelo incluye también dos choques que están conectados con la curva de Phillips y la curva IS. El primero es un choque de costos (oferta) y el segundo un choque de demanda. El enfoque que seguimos para obtener el conjunto de choques estructurales de oferta y de demanda se basa en la estimación de un modelo VAR estructural para el nivel de precios y el producto,

Gráfica 4

META MENSUAL DE LA TASA DE INFLACIÓN ANUAL
(porcentajes)



Fuente: DANE, y cálculos del autor basados en Arango *et al.* (2013a).

el cual se deriva de un modelo básico de demanda agregada y de oferta agregada, DA-OA. El conjunto de choques estructurales se obtiene usando el enfoque de Cover, Enders y Hueng (2006; en adelante CEH), en el cual se imponen restricciones a largo plazo para identificar los choques. En particular, CEH sugieren que el choque de demanda agregada no tiene efectos a largo plazo sobre el producto real. Este enfoque, además de la condiciones de neutralidad a largo plazo, permite alguna relación entre los choques de demanda y de oferta. En términos más generales, CEH no imponen restricciones a la matriz de varianza-covarianza de choques estructurales. En cambio, imponen las restricciones de normalización que generalmente se sugieren en un modelo DA-OA: choques de oferta de una unidad mueven la OA en una unidad y el efecto del choque de demanda en una unidad es también de una unidad sobre la DA (ver apéndice 1 para más detalles).

Según los autores, hay distintos argumentos para justificar la correlación contemporánea entre los choques de oferta y de demanda. Por una parte, la política monetaria o fiscal podría reaccionar según el estado presente y pasado de la actividad económica. Por otra parte, desde una perspectiva neokeynesiana, algunas empresas aumentan el producto, más que los precios, en respuesta a un choque positivo de demanda. Finalmente, para obtener los choques de oferta y de demanda ortogonales a los precios de las materias primas, se estiman regresiones de los primeros en los segundos y los residuos de esa regresión son los choques que ingresan en el modelo de inflación. Sin embargo, dado que los resultados siguen siendo los mismos con los choques ortogonales o sin ellos, decidimos mantener los choques estructurales originales.

5. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Las estimaciones se hicieron usando las series de tiempo de inflación general y subyacente, los precios de las materias primas denominados en dólares y en moneda nacional (pesos

colombianos)¹⁵ y las metas de inflación mensual y anual. Los resultados se presentan también para los distintos mecanismos de expectativas y para la combinación de los choques de materias primas. En el caso de las expectativas derivadas de tasa BEI y la tasa BEI a plazo, las muestras abarcan desde marzo de 2000 a diciembre de 2013 con expectativas de un año antes y desde enero de 2003 a diciembre de 2013 con expectativas racionales-imperfectas. Las estimaciones se realizaron para todo el periodo de régimen de metas de inflación: de enero de 2000 a diciembre de 2013 y dos submuestras: de enero 2000 a diciembre de 2006, que corresponde al periodo anterior a la bonanza de las materias primas, y de enero de 2007 a diciembre de 2013.

Según los resultados en el cuadro 2, con precios de las materias primas denominados en dólares, hay evidencia de efectos de los choques de los precios de petróleo y de energía en la desviación de la inflación general observada con respecto a la meta de inflación mensual, aunque los coeficientes son bastante pequeños. En los dos subperiodos, estos choques son también significativos cuando se consideran las expectativas formadas con base en la tasa BEI. Los coeficientes tienen signo negativo lo cual podría estar sugiriendo que, en la expresión 6, $\beta\theta < \delta\alpha\lambda$ como una indicación de que las desviaciones del tipo de cambio real, en su función de pérdida, no serían tan importantes para la autoridad monetaria si este resultado se debiera a un valor pequeño de β (cabe recordar que este es el peso del tipo de cambio real en la función de pérdida presentada anteriormente). Los efectos sobre la inflación derivados de los choques estructurales no son significativos, excepto en el caso de las expectativas derivadas de la tasa BEI y las racionales-imperfectas. Si bien este resultado se mantiene en todo el periodo, no sucede lo mismo en las dos submuestras ya que los choques de demanda parecen tener algún papel dentro del proceso inflacionario del periodo 2000 y 2006 pero sólo en el caso de las expectativas derivadas de la tasa BEI. Es interesante que solamente las expectativas parecen

¹⁵ El objetivo es registrar algunos efectos enmascarados que podrían estar vigentes por medio del tipo de cambio.

relevantes para el periodo completo y para las submuestras: todos los coeficientes de los procesos de expectativas son significativos y tienen signo positivo.

El cuadro 3 ilustra las estimaciones de la especificación 6 con precios de materias primas denominados en moneda nacional. Según esta especificación, los coeficientes de choques de precios de materias primas (petróleo y energía) son marginalmente superiores que en dólares y los choques internacionales de precios de alimentos son ahora significativos bajo el mecanismo de expectativas racionales-imperfectas para todo el periodo.

El efecto positivo observado de los choques internacionales de precios de alimentos, denominados en moneda nacional, para toda el periodo de muestra cuando las expectativas son racionales-imperfectas, están en línea con las declaraciones de la autoridad monetaria de Colombia en 2007 y 2008 (ver nota al pie 6). Parece que las presiones sobre los precios internacionales de los alimentos se transmitieron a la inflación. Sobre esto, hay dos elementos. Primero, cuando el periodo de muestra se divide, no se observan estos efectos, lo que genera algunas dudas sobre la interpretación de la autoridad monetaria de los resultados de la inflación en esos años.¹⁶ Segundo, los resultados también pondrían en duda la afirmación de que en Colombia, durante 2007 y 2008, los choques de precios de alimentos y del petróleo fueron debilitados por la apreciación de la moneda nacional (ver Uribe, 2010). Esto se debe a que cuando usamos los choques de precios de materias primas denominados en moneda nacional (apreciada), los alimentos se vuelven significativos y los coeficientes del petróleo crudo y de energía se vuelven más altos en valor absoluto. De acuerdo con el cuadro 3, este es el caso con el petróleo crudo y la energía bajo las expectativas derivadas de la tasa BEI a plazo. Hasta aquí, los choques de precios de materias primas, principalmente los de petróleo y energía, sí afectan el proceso inflacionario en Colombia, pero, dado el tamaño de los coeficientes, lo hacen de manera moderada.

¹⁶ Una interpretación posible es que los movimientos de los precios de las materias primas se transmiten a la inflación por medio de las expectativas.

Cuadro 2

ESTIMACIONES QUE UTILIZAN LA INFLACIÓN GENERAL, LA META MENSUAL Y LAS EXPECTATIVAS UN AÑO ADELANTE
(precios de las materias primas denominados en dólares)

	<i>Desviación de la</i>					<i>R² ajustado</i>				
	<i>Constante</i>	<i>expectativas</i>	<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque de costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>		<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>	<i>Número de observaciones</i>	<i>F</i>
<i>Régimen de metas de inflación: enero de 2000 a diciembre de 2013</i>										
Derivadas de la tasa BEI	0.002	1.088 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.007	-0.007	-0.007	166	18.70	0.630
Derivadas de la tasa BEI a plazo	0.002	1.100 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.005	-0.010	-0.010	166	18.06	0.624
Racionales-imperfectas	-0.001	1.075 ^a	0.001	-0.001	-0.014 ^b	-0.002	-0.002	166	9.505	0.606
	-0.001	1.097 ^a	0.001	-0.001	-0.014 ^b	-0.005	-0.005	166	8.836	0.597
	-0.002	1.314 ^a	0.000 ^b	-0.000	-0.006	0.019	0.019	168	35.01	0.790
	-0.002	1.332 ^a	0.000 ^c	-0.000	-0.004	0.015	0.015	168	37.12	0.785
<i>Enero de 2000 a diciembre de 2006</i>										
Derivadas de la tasa BEI	-0.001	0.926 ^a	0.001 ^a	-0.001	-0.006 ^a	-0.010	-0.010	82	18.31	0.558
	-0.001	0.930 ^a	0.001 ^a	-0.001	-0.006 ^b	-0.010	-0.010	82	18.86	0.554

Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.002 ^a	0.778 ^a	0.000	-0.000	-0.008 ^a	-0.007	82	37.63	0.789
Racionales-imperfectas	-0.002 ^a	0.784 ^a	0.000	-0.000	-0.009 ^a	-0.006	82	44.71	0.790
Racionales-imperfectas	-0.002	1.110 ^a	0.000	-0.000	-0.006	0.006	84	15.70	0.779
Racionales-imperfectas	-0.002	1.122 ^a	0.000	-0.000	-0.005	0.005	84	14.81	0.774
<i>Enero de 2007 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	0.005 ^b	1.183 ^a	0.001	0.002	-0.008	-0.005	84	21.68	0.692
Derivadas de la tasa BEI a plazo	0.005 ^b	1.204 ^b	0.001	0.002	-0.004	-0.013	84	19.36	0.687
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.001	1.552 ^a	0.001	-0.001	-0.019 ^a	-0.005	84	35.30	0.633
Racionales-imperfectas	-0.001	1.630 ^b	0.001	-0.001	-0.021 ^b	-0.008	84	35.28	0.629
Racionales-imperfectas	-0.002	1.507 ^a	0.001	0.000	-0.010	0.028	84	64.92	0.812
Racionales-imperfectas	-0.002	1.533 ^a	0.001	0.000	-0.007	0.021	84	60.00	0.804

Nota: ^a representa significancia a un 1%, ^b a un 5% y ^c a un 10% basada en los errores estándar de Newey-West.
Fuente: cálculos del autor.

Cuadro 3

ESTIMACIONES QUE UTILIZAN LA INFLACIÓN GENERAL, META MENSUAL Y EXPECTATIVAS CON UN AÑO DE ANTICIPACIÓN
(precios de materias primas denominados en moneda nacional)

	<i>Constante</i>	<i>Desviación de las expectativas</i>	<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque por costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>	<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>	<i>Número de observaciones</i>	<i>F</i>	<i>R² ajustado</i>
	<i>Régimen de metas de inflación: enero de 2000 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	0.002	1.061 ^a	0.001 ^b	-0.002	-0.009		0.008	166	21.05	0.619
Derivadas de la tasa BEI a plazo	0.002	1.073 ^a	0.001 ^a	-0.002		-0.008	0.006	166	18.54	0.609
	-0.001	1.057 ^a	0.001	-0.001	-0.016 ^b		0.010	166	11.24	0.593
Racionales-imperfectas	-0.001	1.079 ^a	0.001	-0.001		-0.017 ^b	0.009	166	10.41	0.579
	-0.002	1.305 ^a	0.000	-0.000	-0.005		0.022 ^b	168	52.93	0.800
	-0.002 ^c	1.321 ^a	0.000	-0.000		-0.003	0.020 ^b	168	52.93	0.796
	<i>Enero de 2000 a diciembre de 2006</i>									
Derivadas de la tasa BEI	-0.001	0.913 ^a	0.001 ^a	-0.000	-0.006 ^c		0.006	82	14.94	0.543
	-0.001	0.916 ^a	0.001 ^a	-0.001		-0.006	0.006	82	15.65	0.538

Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.002 ^a	0.799 ^a	0.000	0.000	-0.007 ^b	0.001	82	41.57	0.785
Racionales-imperfectas	-0.002 ^a	0.804 ^a	-0.000	-0.000	-0.008 ^b	-0.000	82	50.33	0.785
	-0.002 ^c	1.107 ^a	0.000	-0.000	-0.006	0.017	84	13.94	0.791
	-0.002 ^c	1.118 ^a	0.000	-0.000	-0.006	0.016	84	13.40	0.786
<i>Enero de 2007 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	0.004 ^b	1.146 ^a	0.001	-0.002	-0.012	0.011	84	23.65	0.684
Derivadas de la tasa BEI a plazo	0.004 ^b	1.168 ^a	0.001	-0.002	-0.010	0.008	84	21.67	0.671
	-0.001	1.455 ^a	0.001	-0.002	-0.027 ^a	0.019	84	12.39	0.608
Racionales-imperfectas	-0.001	1.540 ^a	0.001	-0.002	-0.030 ^a	0.019	84	10.06	0.591
	-0.002	1.489 ^a	0.001	0.001	-0.005	0.026	84	67.20	0.818
	-0.002	1.504 ^a	0.000	0.001	-0.003	0.024	84	59.39	0.815

Nota: ^a representa significancia a un 1%, ^b a un 5% y ^c a un 10% con base en los errores estándar de Newey-West.
Fuente: cálculos del autor.

La evidencia correspondiente a los casos de los precios del petróleo crudo y de energía no sólo coincide con los hallazgos recientes en la bibliografía de una baja en la contribución de los precios del petróleo en la inflación general (ver por ejemplo De Gregorio *et al.*, 2007), sino que se relaciona también con el hecho de que las fluctuaciones a largo plazo de los precios de la energía y del petróleo crudo están en gran medida incorporados ya a las expectativas inflacionarias.¹⁷

Además, en la medida en que las expectativas de inflación pudieran contener un amplio rango de información sobre la inflación procedente de distintas fuentes,¹⁸ tiene sentido descubrir que esta es la variable principal y la más robusta que da cuenta de las desviaciones de la tasa de inflación con respecto a la meta, como lo demuestran los resultados de la estimación. Del mismo modo, el mensaje hasta ahora es que el cumplimiento de la banca central con respecto a su mandato de lograr la estabilidad de precios anclando las expectativas de inflación a la meta no sólo es fundamental, sino que probablemente sea la característica y la tarea esenciales en un régimen de política monetaria óptima.

La especificación teórica de las expresiones 6 y 8 sugiere tres resultados. En primer lugar, el coeficiente asociado con la desviación de las expectativas debería estar entre 0 y 1. Segundo, este coeficiente debería ser igual al coeficiente del choque de oferta estructural (choque por costos). Finalmente, el coeficiente de desviaciones de las expectativas con el mecanismo de expectativas racionales-imperfectas en la especificación 8 debería ser superior al correspondiente para la especificación 6. Desafortunadamente, sólo se mantiene

¹⁷ Como se muestra en el cuadro 1, los efectos de segunda ronda que provienen de la variación anual de los precios internacionales de los alimentos podrían estar en vigor por medio de las expectativas de inflación.

¹⁸ Algunos resultados, no incluidos en el texto, muestran que el componente permanente de las variaciones de precios de materias primas es estadísticamente significativo al explicar las expectativas de inflación.

la tercera predicción; esto debilita la validez del modelo o siembra algunas dudas sobre la construcción de algunas variables que hemos usado.¹⁹

El modelo se estimó también usando la inflación subyacente en vez de la general.²⁰ Esta se obtuvo usando variaciones anuales del IPC sin los precios de alimentos y los regulados.²¹ Como sucedió antes, los resultados presentados en los cuadros 4 y 5 incluyen la meta mensual de inflación para computar las desviaciones de la inflación subyacente y las expectativas de inflación; más adelante usaremos la meta anual a lo largo del año.

En la versión del modelo en el cual los precios de las materias primas se denominan en dólares (ver cuadro 4), los choques de demanda y de oferta tienen un papel más preponderante que en el caso de la inflación general, principalmente durante el segundo subperiodo; en contraste, los choques de precios de las materias primas no tienen ningún efecto significativo en la inflación subyacente. El cuadro 5 muestra los resultados en los cuales los precios de las materias primas se denominan en moneda nacional. En este caso, los choques de precios del petróleo crudo y de energía son significativos sólo en la segunda parte de la muestra bajo las expectativas derivadas de la tasa BEI a plazo.

Los modelos de los cuadros 4 y 5 tienen dos características importantes. Primero, los coeficientes de desviación de expectativas están entre 0 y 1 para todo el periodo de muestra y para el periodo 2007-2013. Segundo, el coeficiente de

¹⁹ Otra versión del modelo se estimó usando inflación obtenida de la variación mensual anualizada del IPC, el conjunto correspondiente de choques estructurales y dos versiones de meta de inflación: mensual y anual; sin embargo, los resultados son casi los mismos.

²⁰ Esta sugerencia es el valioso aporte de un dictaminador anónimo. La inflación básica se mide como la inflación total excluyendo los alimentos y los bienes administrados.

²¹ Se usaron también las variaciones mensuales anualizadas del IPC sin incluir los precios de alimentos y los regulados, pero los resultados, en general, son los mismos.

expectativas racionales-imperfectas es superior al correspondiente a los mecanismos de expectativas derivadas de la tasa BEI y de la tasa BEI a plazo. Así, estos datos no rechazan el modelo en estos aspectos; sin embargo, rechazan la restricción de que los coeficientes de choques de oferta y las expectativas de desviación son iguales.

Estos resultados podrían sugerir que, en este marco de política monetaria óptima (siempre que las demás condiciones no varíen), las desviaciones de la inflación se explican en gran medida por las desviaciones de las expectativas de inflación con respecto a la meta.²² Por lo tanto, siempre y cuando la autoridad monetaria reaccione con oportunidad y precisión, estas desviaciones deberían tender a declinar, acercando la inflación subyacente y las expectativas de inflación a la meta. Además, un régimen de política monetaria óptima conduce eficazmente a una menor exposición de la inflación a las fluctuaciones cíclicas de precios de las materias primas.

Otra versión del modelo correspondiente a las expresiones 6 y 8 se obtuvo usando la meta de inflación anual en vez de la mensual que habíamos estado usando hasta ahora.²³ Los resultados en el cuadro 6 sugieren que el proceso de inflación en Colombia está guiado principalmente por las expectativas. Los choques estructurales y de precios de las materias primas son sólo marginalmente importantes.

Una pregunta que resta es por qué los coeficientes asociados con las expectativas de la inflación en los casos de la inflación general son mayores que en los casos de la inflación subyacente. Nuestra conjetura es que se permite que algunos de los componentes permanentes de los choques se trasladen a los componentes transitorios de la inflación general, pero no se permite que se trasladen a la inflación subyacente.

²² Cabe recordar que estábamos anticipando que los choques de costos iban a ser significativos también y que su coeficiente era igual al coeficiente de las desviaciones de expectativas. Sin embargo, esta restricción no está validada.

²³ Esta especificación también fue recomendada por un dictaminador anónimo.

Los resultados de la estimación para los precios de materias primas denominados en moneda nacional y con expectativas de inflación con dos años adelante se presentan en el apéndice 2. Los resultados muestran una caída importante de los coeficientes asociados con la desviación de las expectativas con respecto a la meta para las expectativas derivadas de la tasa BEI, lo cual indica que a medida que se expande el horizonte temporal, las expectativas de inflación convergen con la meta.

Cuadro 4

ESTIMACIONES QUE UTILIZAN INFLACIÓN SUBYACENTE, META MENSUAL Y EXPECTATIVAS CON UN AÑO DE ANTICIPACIÓN
(precios de las materias primas denominados en dólares)

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Constante</i>	<i>Desviación de expectativas</i>	<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque de costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>	<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>	<i>Número de observaciones</i>	<i>F</i>	<i>R² ajustado</i>
Derivadas de la tasa BEI	-0.011 ^a	0.503 ^a	0.001 ^a	-0.001	-0.002		-0.009	166	4.75	0.295
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.011 ^a	0.505 ^a	0.001 ^a	-0.001	-0.010	-0.001	-0.010	166	4.80	0.294
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.012 ^a	0.626 ^a	0.001	-0.000	-0.005		-0.010	166	5.09	0.451
Racionales-imperfectas	-0.012 ^a	0.637 ^a	0.001	-0.000	-0.003	-0.006	-0.009	166	4.87	0.455
Racionales-imperfectas	-0.013 ^a	0.771 ^a	0.000	0.000	-0.003		0.006	168	11.30	0.553
Racionales-imperfectas	-0.013 ^a	0.775 ^a	0.000	0.000		-0.003	0.006	168	11.45	0.553
<i>Enero de 2000 a diciembre de 2006</i>										
Derivadas de la tasa BEI	-0.015 ^a	1.006 ^a	0.001 ^c	0.000	-0.002		-0.017	82	25.45	0.652
Derivadas de la tasa BEI	-0.015 ^a	1.007 ^a	0.001 ^c	0.000		-0.001	-0.018	82	25.01	0.651

Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.002 ^a	0.748 ^a	0.000	-0.000	-0.004	-0.014	82	18.93	0.685
Racionales-imperfectas	-0.002 ^a	0.751 ^a	0.000	-0.000	-0.004	-0.014	82	19.08	0.684
	-0.016 ^a	1.078 ^a	-0.001	0.001	0.001	0.000	84	19.05	0.747
	-0.016 ^a	1.094 ^a	-0.001	0.001	0.004	-0.002	84	17.80	0.750
<i>Enero de 2007 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	-0.007 ^a	0.272 ^a	0.001 ^a	-0.002 ^a	-0.003	0.000	84	4.53	0.418
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.007 ^a	0.280 ^a	0.001 ^a	-0.002 ^a	-0.003	-0.001	84	5.05	0.415
	-0.008 ^a	0.272 ^a	0.002 ^a	-0.002 ^a	-0.006	0.000	84	6.69	0.271
Racionales-imperfectas	-0.008 ^a	0.286 ^a	0.002 ^a	-0.002 ^a	-0.007	-0.001	84	6.98	0.266
	-0.008 ^b	0.339 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.004	0.008	84	4.24	0.458
	-0.008 ^b	0.349 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.004	0.007	84	4.26	0.454

Nota: ^a representa significancia a un 1%, ^b a un 5% y ^c a un 10% con base en los errores estándar de Newey-West.
Fuente: cálculos del autor.

ESTIMACIONES QUE UTILIZAN LA INFLACIÓN SUBYACENTE, META MENSUAL Y EXPECTATIVAS CON UN AÑO DE ANTICIPACIÓN
(precios de las materias primas denominados en moneda nacional)

Mecanismo de expectativas	Régimen de metas de inflación										R ² ajustado
	Constante	Desviación de expectativas	Choque de demanda	Choque de costos	Petróleo crudo	Energía	Alimentos	Número de observaciones	F		
	<i>Enero de 2000 a diciembre de 2013</i>										
Derivadas de la tasa BEI	-0.01 ^a	0.486 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.004	0.000	0.000	166	4.57	0.280	
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.01 ^a	0.491 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.003	0.000	0.000	166	4.60	0.278	
Racionales-imperfectas	-0.012 ^a	0.622 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.008	-0.003	-0.003	166	7.33	0.434	
	-0.012 ^a	0.637 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.009	-0.002	-0.002	166	6.57	0.436	
	-0.013 ^a	0.768 ^a	-0.000	0.000	-0.003	0.008	0.008	168	10.16	0.555	
	-0.013 ^a	0.773 ^a	-0.000	0.000	-0.003	0.008	0.008	168	10.28	0.555	
	<i>Enero de 2000 a diciembre de 2006</i>										
Derivadas de la tasa BEI	-0.015 ^a	1.008 ^a	0.001	0.000	-0.002	-0.001	-0.001	82	21.74	0.635	
	-0.015 ^a	1.009 ^a	0.001	0.000	-0.000	-0.003	-0.003	82	22.83	0.634	

Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.016 ^a	-0.778 ^a	0.000	0.001	-0.003	-0.007	82	17.76	0.682
Racionales-imperfectas	-0.016 ^a	-0.780 ^a	-0.000	0.001	-0.003	-0.007	82	18.11	0.681
	-0.016 ^a	1.078 ^a	-0.001 ^c	0.001	0.001	0.010	84	15.42	0.759
	-0.016 ^a	1.092 ^a	-0.001 ^c	0.001	0.003	0.007	84	14.82	0.761
<i>Enero de 2007 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	-0.007 ^a	0.269 ^a	0.001 ^a	-0.002 ^a	-0.005	0.002	84	4.77	0.416
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.007 ^a	0.277 ^a	0.002 ^a	-0.002 ^a	-0.005	0.001	84	5.33	0.410
	-0.008 ^a	0.253 ^a	0.002 ^a	-0.002 ^a	-0.007 ^b	0.005	84	8.33	0.269
Racionales-imperfectas	-0.008 ^a	0.277 ^a	0.002 ^a	-0.002 ^a	-0.008 ^c	0.005	84	7.96	0.259
	-0.008 ^a	0.338 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.003	0.006	84	4.36	0.453
	-0.008 ^a	0.345 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.003	0.006	84	4.42	0.451

Nota: ^a representa significancia a un 1%, ^b a un 5% y ^c a un 10% con base en los errores estándar de Newey-West.
Fuente: cálculos del autor.

Cuadro 6

ESTIMACIONES QUE UTILIZAN LA INFLACIÓN SUBYACENTE, LA META ANUAL Y LAS EXPECTATIVAS CON UN AÑO DE ANTICIPACIÓN
(precios de materias primas denominados en dólares)

Régimen de metas de inflación: enero de 2000 a diciembre de 2013

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Desviación de las expectativas</i>		<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque de costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>	<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>	<i>Número de observaciones</i>	<i>F</i>	<i>R² ajustado</i>
	<i>Constante</i>	<i>0.302^a</i>								
Derivadas de la tasa BEI	-0.009 ^a	0.001 ^c	-0.000	0.001	-0.007	166	6.14	0.157		
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.009 ^a	0.299 ^a	-0.000	0.002	-0.008	166	6.38	0.159		
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.435 ^a	-0.000	-0.001	-0.008	166	7.36	0.323		
	-0.011 ^a	0.438 ^a	-0.000	-0.002	-0.008	166	6.98	0.323		
	-0.011 ^a	0.476 ^a	0.000	-0.000	0.003	168	8.21	0.287		
	-0.011 ^a	0.475 ^a	0.000	0.000	0.002	168	7.46	0.287		
<i>Enero de 2000 a diciembre de 2006</i>										
Derivadas de la tasa BEI	-0.014 ^a	0.761 ^a	0.001	-0.001	-0.014	82	15.74	0.428		
	-0.014 ^a	0.767 ^a	0.000	0.000	-0.015	82	15.23	0.427		

Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.014 ^a	0.594 ^a	-0.000	0.001 ^b	-0.002	-0.011	82	12.01	0.594
Racionales-imperfectas	-0.014 ^a	0.595 ^a	-0.000	0.001 ^b	-0.002	-0.011	82	12.05	0.593
	-0.015 ^a	0.754 ^a	-0.000	0.001 ^c	0.000	-0.002	84	8.81	0.437
	-0.015 ^a	0.756 ^a	-0.000	0.001 ^b	0.002	-0.003	84	8.42	0.439
<i>Enero de 2007 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	-0.006 ^a	0.246 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b	0.003	-0.006	84	5.34	0.379
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.006 ^a	0.240 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b	0.003	-0.007	84	5.80	0.382
	-0.007 ^a	0.240 ^b	0.001 ^a	-0.001 ^b	-0.000	-0.003	84	5.50	0.244
Racionales-imperfectas	-0.007 ^a	0.238 ^b	0.001 ^a	-0.001 ^b	0.000	-0.004	84	5.57	0.244
	-0.007 ^a	0.291 ^b	0.001 ^b	-0.001	0.001	0.002	84	3.62	0.366
	-0.007 ^a	0.287 ^b	0.001 ^b	-0.001	0.002	0.001	84	3.57	0.368

Nota: ^a representa significancia a un 1%, ^b a un 5% y ^c a un 10% con base en los errores estándar de Newey-West.
Fuente: cálculos del autor.

ESTIMACIONES QUE UTILIZAN LA INFLACIÓN SUBYACENTE, LA META ANUAL Y LAS EXPECTATIVAS A UN AÑO
(precios de las materias primas denominadas en moneda nacional)

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Desviación de las expectativas</i>			<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque de costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>	<i>Alimentos</i>			<i>Número de observaciones</i>	<i>F</i>	<i>R² ajustado</i>
	<i>Constante</i>	<i>0.287^a</i>	<i>0.001^c</i>				<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>				
Derivadas de la tasa BEI	-0.009 ^a	0.287 ^a	0.001 ^c	-0.001	0.001	0.001	-0.001	-0.001	166	5.68	0.151	
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.009 ^a	0.284 ^a	0.001 ^c	-0.001	0.001	0.001	-0.002	-0.002	166	5.88	0.152	
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.011 ^a	0.424 ^a	0.001 ^b	-0.000	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	166	8.68	0.309	
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.428 ^a	0.001 ^b	-0.000	-0.000	-0.003	-0.003	-0.003	166	8.21	0.308	
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.474 ^a	0.000	0.000	-0.000	0.005	0.005	0.005	168	8.83	0.293	
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.473 ^a	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.004	168	7.84	0.293	
<i>Enero de 2000 a diciembre de 2006</i>												
Derivadas de la tasa BEI	-0.014 ^a	0.736 ^a	0.000	0.000	-0.001	0.002	0.002	0.002	82	10.39	0.408	
Derivadas de la tasa BEI	-0.014 ^a	0.733 ^a	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	82	10.92	0.407	

Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.014 ^a	0.604 ^a	-0.000	0.001 ^b	-0.001	-0.003	82	10.41	0.583
Racionales-imperfectas	-0.014 ^a	0.604 ^a	-0.000	0.001 ^b	-0.001	-0.003	82	10.53	0.582
	-0.015 ^a	0.745 ^a	-0.001 ^c	0.001 ^b	-0.000	0.012 ^c	84	8.14	0.469
	-0.015 ^a	0.747 ^a	-0.001 ^b	-0.000	0.001	0.010	84	8.30	0.470
<i>Enero de 2007 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	-0.006 ^a	0.252 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b	0.002	-0.009	84	4.94	0.402
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.006 ^a	0.248 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b	0.002	-0.010	84	5.29	0.404
	-0.007 ^a	0.248 ^b	0.002 ^a	-0.001 ^c	-0.001	-0.006	84	6.15	0.264
Racionales-imperfectas	-0.007 ^a	0.248 ^b	0.002 ^a	-0.002 ^b	-0.001	-0.006	84	6.10	0.263
	-0.007 ^a	0.293 ^b	0.001 ^b	-0.001	0.003	-0.004	84	3.99	0.360
	-0.007 ^a	0.286 ^b	0.001 ^b	-0.001	0.003	-0.005	84	3.86	0.363

Nota: ^a representa significancia a un 1%, ^b a un 5% y ^c a un 10% con base en los errores estándar de Newey-West.
Fuente: cálculos del autor.

6. PRINCIPALES HALLAZGOS Y CONCLUSIONES

El presente trabajo analiza los efectos de los movimientos recientes de los precios de las materias primas en la inflación interna de Colombia derivada de un marco de política monetaria óptima. La especificación empírica se deriva de un modelo simple, pero intuitivo, de libro de texto de una economía pequeña y abierta que sigue una regla de política monetaria óptima, similar a la que usan los países con metas de inflación. El modelo es muy demandante en cuanto a las variables; por lo tanto, usamos definiciones diferentes de inflación, expectativas, metas de inflación y choques. Las estimaciones se realizaron para todo el periodo de régimen de metas de inflación: de enero de 2000 a diciembre de 2013 y para dos submuestras: desde enero de 2000 hasta diciembre de 2006 correspondiente al periodo anterior al auge de materias primas y de enero de 2007 a diciembre de 2013, periodo de submuestra posterior al auge.

El cuadro general ilustra un proceso de inflación gobernado por las expectativas en Colombia. Nuestros hallazgos sugieren también que los choques de precios del petróleo crudo, de energía y de alimentos tienen poca influencia en la inflación sin importar que los precios de las materias primas se denominen en dólares o en pesos colombianos. Esto respaldaría los hallazgos recientes de la bibliografía de una importante disminución en el traspaso de los precios del petróleo en el nivel general de inflación. Nuestra interpretación es que gran parte de los movimientos permanentes en los precios de las materias primas se trasladan a la inflación por medio de las expectativas si los agentes consideran que estos movimientos son persistentes. Finalmente, la contribución de los choques de demanda y por costos sobre la inflación es también pequeña.

El modelo y las estimaciones sugieren que en un marco de política monetaria óptima, siempre que las demás condiciones no varíen, las desviaciones de la inflación con respecto a la meta responderán a las desviaciones de las expectativas de inflación con respecto a la meta. Por lo tanto, siempre y cuando la autoridad monetaria reaccione de manera oportuna y con exactitud, tales desviaciones tenderán a decaer, acercando a la inflación y a las expectativas de inflación a la meta. Desde nuestra perspectiva,

la autoridad monetaria ha enfrentado correctamente los choques de precios mundiales de las materias primas. Cuando no se alcanzó la meta, en 2007 y 2008, las razones deberían ser otras.

APÉNDICES

Apéndice 1

Identificación y estimación de los choques de oferta y demanda

La explicación del método de Cover, Enders y Hueng (2006) (CEH) puede comenzarse con el esquema de identificación estándar de Blanchard-Quah (1989; BQ); esto es lo que hacemos primero. Después introducimos la modificación de CEH. Dado el modelo de demanda agregada-oferta agregada, DA-OA

$$1 \quad y_t^s = y_{t/t-1} + \alpha(p_t - p_{t/t-1}) + \varepsilon_t,$$

$$2 \quad (y_t + p_t)^d = (y_{t/t-1} + p_{t/t-1})^d + \eta_t,$$

$$3 \quad y_t^s = y_t^d.$$

El cual puede expresarse en forma de matriz

$$4 \quad \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t/t-1} \\ p_{t/t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix},$$

$$5 \quad \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{t/t-1} \\ p_{t/t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix}.$$

Con varianza-covarianza del vector de choques estructurales

$$\begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon,\eta} \\ \sigma_{\varepsilon,\eta} & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix}.$$

Suponiendo que la expectativa de cada variable es una combinación lineal de sus propios rezagos, entonces la ecuación 5 se reduce a un modelo VAR:

$$6 \quad \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix}.$$

La respuesta a largo plazo de los choques está dada por:

$$7 \quad \Psi_\infty = [I - A(1)]^{-1} \Theta,$$

$$\text{donde } \Theta = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}, \quad A(1) = \begin{bmatrix} A_{11}(1) & A_{12}(1) \\ A_{21}(1) & A_{22}(1) \end{bmatrix}.$$

Según BQ, al imponer el supuesto de que el choque de DA, η_t , no tiene efectos de largo plazo sobre el producto, y suponiendo que $\sigma_\varepsilon^2 = 1$, $\sigma_\eta^2 = 1$, $\sigma_{\varepsilon,\eta} = 0$ implica que $c_{12}[1 - A_{22}(1)] + c_{22}A_{12}(1) = 0$.

Con esta restricción, no se identifican los signos de c_{ij} , y hay cuatro soluciones posibles para estos valores, eligiendo la que implica un efecto positivo a largo plazo del choque de demanda sobre el precio y un efecto positivo a largo plazo del choque de oferta sobre el producto.

Por otra parte, CHE, usando los valores de c_{ij} derivados de la ecuación 5, y sin imponer ninguna restricción sobre la matriz varianza-covarianza de choques estructurales, obtienen sólo una solución al suponer la condición de neutralidad en 7

$$\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha} & \frac{\alpha}{1+\alpha} \\ -1 & 1 \\ \frac{1}{1+\alpha} & \frac{1}{1+\alpha} \end{bmatrix},$$

$$\alpha = A_{12}(1) / [1 - A_{22}(1)],$$

y la matriz varianza-covarianza de choques estructurales puede estimarse a partir la matriz varianza-covarianza de innovaciones del VAR después de conocer el valor de α .

$$\begin{bmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{covar}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{covar}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha} & \frac{\alpha}{1+\alpha} \\ -\frac{1}{1+\alpha} & \frac{1}{1+\alpha} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon,\eta} \\ \sigma_{\varepsilon,\eta} & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha} & \frac{-1}{1+\alpha} \\ \frac{\alpha}{1+\alpha} & \frac{1}{1+\alpha} \end{bmatrix}.$$

A fin de identificar los choques estructurales ortogonales, se usan los dos ordenamientos en la factorización de Cholesky. El primer orden supone causalidad de un choque de oferta, ε_t , a un choque de demanda, η_t , que podría imponerse suponiendo que $\eta_t = \rho\varepsilon_t + v_t$, donde v_t es un choque puro de DA y ρ es el cambio inesperado de DA debido a un choque de OA. Por otra parte, el segundo orden supone causalidad del choque de demanda al choque de oferta. En este caso, se define $\varepsilon_t = \gamma\eta_t + v_t$, donde v_t es un choque puro de OA y γ es el cambio inesperado de OA inducido por un choque de DA.

El modelo en la ecuación 6 permanece sin cambios con cualquiera de los ordenamientos al suponerse

$$\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1+\alpha\rho}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon & \frac{\alpha}{1+\alpha}\sigma_v \\ -\frac{(1-\rho)}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon & \frac{1}{1+\alpha}\sigma_v \end{bmatrix}$$

o

$$\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha}\sigma_\delta & \frac{\alpha+\gamma}{1+\alpha}\sigma_v \\ \frac{-1}{1+\alpha}\sigma_\delta & \frac{1-\gamma}{1+\alpha}\sigma_v \end{bmatrix}$$

entonces,

$$\begin{bmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{covar}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{covar}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix}.$$

Apéndice 2

Resultados con expectativas con dos años de anticipación

Cuadro A1

ESTIMACIONES QUE UTILIZAN LA INFLACIÓN SUBYACENTE, META ANUAL Y EXPECTATIVAS DOS AÑOS ADELANTE
(precios de materias primas denominadas en moneda local)

Régimen de meta de inflación: enero de 2000 a diciembre de 2013

Mecanismo de expectativas	Constante	Desviación de las expectativas	Choque de demanda	Choque por costos	Petróleo crudo	Energía	Alimentos	Número de observaciones	F	R ² ajustado
Derivadas de la tasa BEI	-0.008 ^a	0.311 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b	-0.004	0.000	0.000	132	21.35	0.340
Racionales-imperfectas	-0.008 ^a	0.317 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b	0.001	-0.004	0.001	132	19.04	0.337
	-0.009 ^a	-0.065	0.000	-0.000	0.001	0.007	0.007	168	1.816	0.000
	-0.008 ^a	-0.073	0.000	-0.000	0.002	0.005	0.005	168	1.825	0.004

Enero de 2000 a diciembre de 2006

Derivadas de la tasa BEI	-0.011 ^a	0.495 ^a	0.001	-0.000	-0.009 ^a	0.007	48	36.43	0.535
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.500 ^a	0.001	-0.000	-0.009	0.008	48	34.99	0.524
	-0.012 ^a	-0.008	-0.000	0.001 ^a	-0.000	0.014	84	2.251	0.020
	-0.012 ^a	-0.015	-0.000	0.001 ^a	0.000	0.013	84	2.341	0.020

Enero de 2007 a diciembre de 2013

Derivadas de la tasa BEI	-0.007 ^a	0.288 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^a	-0.000	-0.008	84	6.101	0.385
Racionales-imperfectas	-0.007 ^a	0.287 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^a	0.000	-0.009	84	6.392	0.385
	-0.007 ^a	0.104	0.002 ^a	-0.002 ^a	0.003	-0.007	84	2.825	0.101
	-0.007 ^a	0.094	0.002 ^a	-0.002 ^a	0.005	-0.008	84	2.879	0.116

Nota: ^a representa significancia a un 1% y ^b a un 5% con base en los errores estándar de Newey-West.
Fuente: cálculos del autor.

Bibliografía

- Arango, Luis Eduardo, Andrés García-Suaza y Carlos Esteban Posada (2013), “Inflación y desempleo en Colombia: NAIRU y tasa de desempleo compatible con la meta de inflación, 1984-2010”, en L. E. Arango y Franz Hamann (eds.), *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 8, Banco de la República.
- Arango, Luis Eduardo, Ximena Chavarro y Eliana González (2013), “Precios de bienes primarios e inflación en Colombia”, en Hernán Rincón y Andrés M. Velasco, *Flujos de capitales, choques externos y política monetaria*, Banco de la República.
- Bernanke, Ben S. (2006), “Energy and the Economy”, ponencia en el Economic Club of Chicago, Chicago, Illinois, 15 de junio.
- Blanchard, Olivier J., y Danny Quah (1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, vol. 79, núm. 4, septiembre, pp. 655-673.
- Cover, James P., Walter Enders, y C. James Hueng (2006), “Using the Aggregate Demand-aggregate Supply Model to Identify Structural Demand-side and Supply-side Shocks: Results Using a Bivariate VAR”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 38, núm. 3, pp. 777-790.
- De Gregorio, José (2007), *Macroeconomía: teorías y políticas*, capítulo 22, Pearson Education.
- De Gregorio, José, Oscar Landerretche, y Christopher Neilson (2007), “Another Pass-through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation”, *Economía*, vol. 7, núm. 2, primavera, LACEA, pp. 155-196.
- Fondo Monetario Internacional (2008), *Is Inflation Back? Commodity Prices and Inflation*, World Economic Outlook, octubre.
- Frankel, Jeffrey A. (2006), *The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices*, NBER Working Paper, núm. 12713.
- Galí, Jordi, y Tommaso Monacelli (2005), “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, *Review of Economic Studies*, vol. 72, núm. 3, pp. 707-734.
- Jalil, Munir, y Esteban Tamayo (2011), “Pass-through of International Food Prices to Domestic Inflation during and after the Great Recession: Evidence from a Set of Latin American Economies”, *Desarrollo y Sociedad*, núm. 67, pp. 135-179.
- Clarida, Richard, Jordi Galí, y Mark Gertler (1999), “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, vol. 37, núm. 4, pp. 1661-1707, diciembre.

- McCallum, Bennett T., y Edward Nelson, (2001), *Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimizing Agents and Sticky Prices*, CEPR Discussion Papers, núm. 2756.
- Medina, Juan Pablo, y Claudio Soto, (2007), *Cooper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile*, Working Paper, núm. 458, Banco Central de Chile.
- Pedersen, Michael, y Miguel F. Ricaurte, (2014), “Efectos de shocks al precio del petróleo sobre la economía de Chile y sus socios comerciales”, *Economía Chilena*, vol. 17, núm. 1, pp. 38-65.
- Svensson, Lars E. O., (2000), “Open-economy Inflation Targeting”, *Journal of International Economics*, vol. 50, núm. 1, pp. 155-183, febrero, Elsevier.
- Uribe, José Darío (2010), “Choques de oferta y la respuesta de la política monetaria”, *Revista del Banco de la República*, Vol. LXXXIII, núm. 997, Banco de la República.
- Vargas, Hernán, y Pamela Cardozo (2013), “El uso de encajes en un marco de política monetaria óptima”, *Desarrollo y Sociedad*, núm. 72, pp. 225-258.
- Walsh, Carl E. (2002), “Teaching Inflation Targeting: An Analysis for Intermediate Macro”, *Journal of Economic Education*, vol. 33, núm. 4, octubre, pp. 333-346.

