

Formación de precios y salarios en Colombia

Tomo I

ENRIQUE LÓPEZ ENCISO
MARÍA TERESA RAMÍREZ GIRALDO
(EDITORES)



Formación de precios y salarios en Colombia

Enrique López Enciso
María Teresa Ramírez Giraldo
(Editores)

Formación de precios y salarios en Colombia

Tomo I



Primera edición
Diciembre de 2011
ISBN: 978-958-664-244-6

Edición, corrección de estilo,
diseño gráfico editorial,
armada electrónica
y finalización de arte
Proceditor

Impresión
Editora Géminis Ltda.
Bogotá, D. C., Colombia.

Derechos reservados
Banco de la República

Contenido

	Agradecimientos	ix
	Prólogo	xi
1.	La persistencia estadística de la inflación en Colombia Juan José Echavarría S., Enrique López E. y Martha Misas A.	1
2.	La meta del Banco Central y la persistencia de la inflación en Colombia Juan José Echavarría, Norberto Rodríguez y Luis Eduardo Rojas	45
3.	Importancia de las rigideces nominales y reales en Colombia: un enfoque de equilibrio general dinámico y estocástico Pietro Bonaldi, Andrés González y Diego Rodríguez	71
4.	Rigideces de precios al consumidor en Colombia Juan Manuel Julio, Héctor Manuel Zárate y Manuel Darío Hernández	101
5.	¿Cómo se fijan los precios en Colombia? Evidencia de los microdatos del IPP Juan Manuel Julio y Héctor Manuel Zárate	153
6.	Reglas de fijación de precios de los productores colombianos: evidencia a partir de los modelos de duración con microdatos del índice de precios del productor Héctor Manuel Zárate	189

7.	Heterogeneidad observada y no observada en la formación de los precios del IPC colombiano	
	Juan Manuel Julio	215
8.	Heterogeneidad en la fijación de precios en Colombia: análisis de sus determinantes a partir de modelos de conteo	
	Juan Carlos Parra A., Martha Misas A. y Enrique López E.	249
9.	La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa	
	Martha Misas A., Enrique López E. y Juan Carlos Parra A.	295
10.	Algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de los precios regulados en Colombia	
	Enrique López Enciso	377
11.	Precios de los combustibles e inflación	
	Hernán Rincón	419
12.	Formación de las tarifas eléctricas e inflación en Colombia	
	Ignacio Lozano y Hernán Rincón	443

Agradecimientos

Queremos expresar nuestros agradecimientos a las personas que hicieron posible el presente libro, el cual es el resultado de la agenda de investigación del Banco de la República del año 2007. Agradecemos al gerente general, José Darío Uribe, al gerente técnico, Hernando Vargas, al subgerente de Estudios Económicos, Jorge Toro, y a la Junta Directiva del Banco de la República por el apoyo brindado a las investigaciones que conforman el libro. Extendemos nuestros agradecimientos a Melanie Triana, de la Gerencia Técnica del Banco de la República, por su gestión en el proceso editorial del libro.

Prólogo

I. INTRODUCCIÓN

El presente libro sobre la formación de precios y salarios en Colombia es el resultado de una ambiciosa agenda de investigación propuesta por las directivas del Banco de la República en el año 2007. El objetivo principal de la obra es llenar los vacíos que existen en esta área del conocimiento, la cual es de la mayor importancia para el diseño de la política monetaria y de la política económica en general. El libro consta de dos partes principales. La primera compila las investigaciones correspondientes a la formación de precios en el país. Se ha documentado que, en economías muy diferentes, ante los cambios no esperados de la política monetaria se obtiene una respuesta rápida y transitoria de la actividad real. En los precios, por el contrario, la reacción es lenta y permanente. En la mayoría de los países de América Latina es muy poco lo que se ha profundizado acerca de esta evidencia y no se ha podido precisar si la lenta respuesta en los precios se debe a la presencia de rigideces originadas en la formación de salarios, un entorno poco competitivo, las regulaciones en los precios o en otras restricciones en la fijación de estos, aspectos que serán tratados en el presente libro.

En la segunda parte se presentan los estudios relacionados con la fijación y el comportamiento de los salarios en la economía colombiana. Esta parte del libro comienza con un análisis de las instituciones laborales desde una perspectiva histórica; y continúa con el estudio de los mecanismos de formación de salarios a nivel de firma, la influencia del salario mínimo sobre los precios y su impacto redistributivo, el mercado de trabajo en el ámbito regional y la sensibilidad de los salarios al desempleo regional.

II. FORMACIÓN DE PRECIOS

Aspectos generales

Un mejor conocimiento de la forma como se fijan los precios tiene implicaciones muy importantes tanto en la política económica de orden estructural como en la política monetaria. En el orden estructural, si las rigideces de precios se originan en la competencia imperfecta, una política adecuada podría desarrollar un componente de reformas estructurales que mejore la competencia en los mercados de bienes y servicios en el nivel de los productores y de los consumidores. Con ello se reduciría la rigidez en los precios y se facilitaría el ajuste de los precios a las condiciones económicas. Un efecto similar se podría lograr con la eliminación de rigideces en los mercados laborales, tales como la supresión de las cláusulas de indexación en los contratos laborales o el aumento en la flexibilidad en los salarios.

En la política monetaria, conocer cómo se fijan los precios debe conducir a una mejor precisión acerca del objetivo de inflación óptima. Al respecto se pueden mencionar varias posibilidades: a) un conocimiento de la persistencia de la inflación es esencial para medir y entender la tasa de sacrificio que requiere una economía para reducir la inflación, b) si las rigideces a la baja predominan sobre las rigideces al alza se justificaría una inflación objetivo más alta con el fin de facilitar un ajuste de precios relativos, c) el conocimiento de una posible heterogeneidad sectorial en la persistencia en los precios puede llevar a redefiniciones con relación al índice de precios que observa la autoridad monetaria y d) el perfeccionamiento de los modelos de análisis y pronóstico de los bancos centrales, como consecuencia de las mejores especificaciones que se obtendrían para las ecuaciones de precios y salarios de los modelos.

Dinámica de la inflación

Uno de los objetivos de la investigación realizada es el de la comprensión de la dinámica de la inflación. En particular, el estudio de la velocidad y el patrón del ajuste de la inflación en respuesta a choques de diferente naturaleza. Un segundo objetivo es el estudio de los patrones de ajuste de los precios que tienen las firmas colombianas.

En relación con el examen de la dinámica de la inflación, el libro incluye tres trabajos. El primero, de Echavarría, López y Misas, se concentra en la estimación de la persistencia de la inflación. Una variable económica es persistente si muestra

una tendencia a permanecer cerca de donde se ha encontrado recientemente, en ausencia de otras fuerzas económicas que la desvíen de su nivel actual¹. En el caso de la inflación, la persistencia se refiere a la tendencia de la variación del índice de precios al consumidor (IPC) de responder gradualmente a choques o de permanecer cerca de su nivel histórico reciente. El trabajo de Echavarría, Rodríguez y Rojas se enfoca en el estudio de la meta de inflación del banco central y en su credibilidad, como elementos explicativos de la persistencia de la inflación. Para su análisis los autores proponen un modelo que estima la senda de inflación esperada por los agentes en el largo plazo. El tercer documento, de Bonaldi, González y Rodríguez, estudia las causas del lento ajuste de las variables agregadas de la economía colombiana ante choques macroeconómicos. Para esto, los autores utilizan un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés), el cual permite replicar la dinámica de la economía colombiana.

Patrones de ajuste de los precios

Otro aspecto que aborda el libro son los patrones de ajuste de los precios. Al respecto, los resultados de los estudios empíricos llevados a cabo a nivel de firmas (microeconómico) provienen de dos tipos diferentes de análisis: a) Julio y Zárate hacen varios trabajos utilizando los microdatos o registros individuales del índice de precios al productor (IPP) o los del IPC y b) López, Misas y Parra emplean información de una encuesta en la cual se interrogó directamente a los empresarios sobre la forma como fijan sus precios. Utilizando microdatos es posible calcular la frecuencia de los cambios en los precios y las medidas implícitas de duración de estos y de la encuesta también se puede extraer información relacionada con dicha frecuencia y duración. Sin embargo, la principal propiedad de las encuestas es que brindan la posibilidad de explorar las razones de los empresarios para determinar los precios. De esa forma, si se presentan conjuntamente los resultados sobre los patrones de ajuste de los precios obtenidos con las dos técnicas, se pueden explotar las sinergias potenciales a partir de los diferentes ángulos desde donde se examina el mismo fenómeno.

Con la información obtenida mediante la encuesta es posible examinar un aspecto particular de la formación de precios de las empresas colombianas y es el referente

¹ Fuhrrer, J. C. (2009). *Inflation persistence* (Working Papers N° 14). Federal Reserve Bank of Boston.

a que la rigidez de precios no es constante entre productos sino variable. El principal aporte del trabajo de López, Misas y Parra es profundizar en el examen del fenómeno conocido como heterogeneidad en las rigideces de precios, para lo cual utilizan los modelos de conteo aplicados a los resultados de la encuesta cualitativa.

Persistencia de la inflación entre sectores

En la inercia o persistencia de la inflación entre sectores existen diferencias que reflejan las prácticas de fijación de precios, las cuales dependen, a su vez, de las estructuras de mercado en las que operan las firmas colombianas. Según López, se puede encontrar una gran discrepancia si los precios no son determinados por el mercado sino administrados, como es el caso de los precios regulados en Colombia. En una sección del libro se examinan los precios regulados desde dos puntos de vista: en un primer enfoque se encuentran los hechos estilizados del comportamiento de los precios regulados (López); en el segundo grupo de trabajos se hace un estudio de caso de la formación de precios de la gasolina y otro de la energía (Rincón, Rincón y Lozano).

Con base en la construcción de un índice de los precios regulados se pudo establecer que los precios de estos bienes tienen cambios menos frecuentes, aunque en mayor magnitud, que el resto de bienes de la canasta (con la excepción de los precios de los alimentos no procesados). En la gran mayoría de los casos el cambio de esos precios es al alza y los aumentos son superiores a los del resto de la canasta (nuevamente con la excepción mencionada).

En el caso particular del mercado de distribución minorista de los combustibles, Rincón encuentra que dicho mercado puede caracterizarse como competitivo y con un precio de venta libre, en el caso del régimen de libertad vigilada, o controlado, en el régimen de libertad regulada. En contraste, en otro nivel de la cadena existe una estructura altamente concentrada en cabeza de una empresa. Los precios de los combustibles son regulados en cada una de las etapas de su formación, excepto en el precio final de venta al público. Desde finales de la década de los noventa, los precios de los combustibles dependen fundamentalmente de los cambios en su precio internacional, de la tasa de cambio y de la política de precios del gobierno. En cuanto a la cuantificación del impacto inflacionario de un choque a sus precios, con el fin de que sirva de marco de referencia para los pronósticos de inflación y las decisiones de política monetaria, se estima que un choque del 10% a los precios de la gasolina y del ACPM aumenta la inflación del IPC en 0,85%.

El trabajo elaborado por Rincón y Lozano describe el mercado colombiano de la energía eléctrica, analiza el proceso de formación de las tarifas, caracteriza su comportamiento y cuantifica el impacto inflacionario de un choque a la tarifa. Se encuentra que durante la última década las tarifas registraron cambios mensuales asimétricos y que frente a un choque del 10% en este precio la inflación anual aumenta en 0,78%.

El papel de las expectativas

Se espera que en aquellas economías en donde los bancos centrales han adoptado objetivos de inflación explícitos las expectativas de inflación se sitúen cerca de la meta de largo plazo. Si para formar sus expectativas de inflación los agentes no miran hacia atrás sino hacia adelante, los choques sobre la inflación tienden a ser menos persistentes. En ese contexto los cambios en la política monetaria pueden transmitirse de manera diferente a la economía, según como se formen las expectativas. En tal sentido, el libro contiene dos trabajos que dan luces sobre ese tema central de la política monetaria. En el primero, González, Jalil y Romero se preguntan por el poder predictivo de las expectativas de inflación reportadas en las encuestas de opinión (trimestrales y mensuales) del Banco de la República. También, se interrogan sobre la racionalidad de las expectativas y la existencia de aprendizaje en su formación. Con respecto a la capacidad de pronóstico, se puede concluir que las medidas de las expectativas de inflación empleadas contienen información relevante para pronosticar la inflación, pero no proyectan eficazmente la inflación futura por sí solas. Al evaluar de una manera general la racionalidad, se encontraron resultados mixtos acerca de su existencia. En cuanto al aprendizaje y la manera como los analistas forman sus expectativas, es posible concluir que los agentes que generan la información disponible de expectativas presentan cierta persistencia y emplean la información de inflación pasada. No obstante, se encuentra que la meta de inflación fijada por el Banco de la República es importante en la formación de expectativas, en especial para la encuesta mensual.

Por su parte, Melo y Granados proponen una medida alternativa del *break even inflation*², que permitiría una mejor descomposición de la información de los rendi-

² Esta medida de las expectativas de inflación se define como la diferencia entre el retorno de un bono público nominal y uno indexado de igual madurez.

mientos de los TES, en dos factores: las expectativas promedio de la inflación y la prima por riesgo inflacionario.

III. FORMACIÓN DE SALARIOS

Evolución de las instituciones laborales en Colombia

Esta parte del libro comienza con un estudio de Avella sobre la evolución de las instituciones laborales en Colombia durante 1905-1990. En particular, se analiza el surgimiento de dichas instituciones, remontándose al estudio de la legislación protectora del trabajo a finales del siglo XIX y comparando los desarrollos en Colombia en esta materia con los ocurridos en Estados Unidos y Europa. El artículo documenta los avances en la legislación laboral, en especial los que se refieren a la jornada de trabajos, los contratos, los acuerdos entre empleados y empleadores y los sindicatos. También presenta las diferentes reformas laborales y finaliza con una discusión sobre las leyes 50 de 1990 y 100 de 1993.

Formación de salarios a nivel de firma

Durante las dos últimas décadas la reducción de la inflación junto con la adopción de un régimen de inflación objetivo en varios países han renovado el interés por el estudio de las rigideces salariales, debido al impacto que estas podrían tener sobre el mercado laboral³. Estas rigideces determinan, en parte, la persistencia y volatilidad de la inflación, al ser uno de los principales componentes del costo marginal; por lo tanto, es importante entender cuáles son las causas de dichas rigideces y explorar la manera como se forman los salarios en las empresas. Para tal fin, el libro incluye dos artículos que exploran los mecanismos de fijación de los salarios a nivel de las firmas. El primero, de Iregui, Melo y Ramírez, emplea una base de datos proveniente de las empresas que reportaron sus estados financieros a la Superintendencia de Sociedades durante el período 1999-2006, y el segundo, de las mismas autoras, usa una encuesta directa aplicada a 1.305 empresas colombianas durante el primer semestre de 2009. Este tipo de análisis contribuye a entender el comportamiento de las firmas y del mercado laboral, y aporta elementos para las

³ Véase European Central Bank (2009). *Wage dynamics in Europe: Final report of the Wage Dynamics Network (WDN)*, diciembre.

decisiones de política monetaria. Además, provee evidencia para la microfundamentación de los modelos de precios y salarios del banco central, al incorporar las rigideces nominales y las reales. Los resultados de estos estudios apoyan la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales y reales en Colombia. Al analizar la encuesta se encuentra que las razones más importantes para no reducir los salarios en una época de difícil situación económica están asociadas, principalmente, con la teoría de salarios de eficiencia. Con información de la misma encuesta, en un tercer artículo Iregui, Melo y Ramírez analizan los diferenciales salariales tanto intersectoriales como intrasectoriales. Los resultados confirman la existencia de diferenciales salariales importantes entre sectores y puestos de trabajo en el país.

Salario mínimo y precios

Por otro lado, para investigar el efecto del salario mínimo sobre la pobreza y los precios, y en este último caso, para poder explorar el canal de costos en la inflación, el libro incluye tres artículos. El primero, elaborado por Posso, analiza los costos y beneficios que tiene el incremento del salario mínimo para los hogares colombianos, utilizando la matriz insumo-producto para el año 2006 y la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del mismo año. Los resultados del ejercicio muestran que una alta proporción de los hogares más pobres no recibe ningún beneficio de los incrementos del salario mínimo, mientras que todos los hogares afrontan los costos que esto genera al aumentar los precios de los bienes y servicios. Se estima que un incremento del 10% en el salario mínimo legal produce un aumento de 1,44% sobre el IPC. Adicionalmente, los resultados sugieren que, a nivel agregado, el incremento del salario mínimo no tiene ningún efecto sobre la desigualdad y la pobreza de los hogares colombianos.

El segundo artículo, realizado por Lasso, estudia el impacto redistributivo del cambio del salario mínimo en los precios relativos al consumidor, con información de la encuesta de hogares. El documento encuentra que, para las trece áreas metropolitanas, un incremento del 10% del salario mínimo produce un aumento anual de 0,61% en el nivel de precios al consumidor, con una baja incidencia del salario mínimo en la población ocupada.

Por último, Arango, Gómez y Ardila estudian el efecto del cambio del salario mínimo en el precio de las comidas fuera del hogar utilizando datos mensuales de precios a nivel de producto-establecimiento entre 1999 y 2008. Los resultados sugieren que un aumento del 10% en el salario mínimo produce un aumento

contemporáneo de 1,33% en el precio de la comida fuera del hogar y de 3,07% si se consideran anticipos y rezagos. En conclusión, los anteriores trabajos muestran que un incremento en el salario mínimo tiene un efecto importante sobre los precios relativos en Colombia.

Mercado de trabajo regional

Otro de los intereses de la obra es el mercado de trabajo en el ámbito regional. En particular, se pretende responder dos preguntas importantes. La primera, si existen diferenciales significativos en los salarios regionales y, de ser así, evaluar cómo han evolucionado en el transcurso del tiempo. Para contestar este interrogante, el trabajo de Galvis estudia la convergencia regional de los salarios reales de los empleados del sector privado, empleando información de la encuesta de hogares para el período 1984-2009. Allí se encuentra que no existe convergencia en los salarios reales de las principales ciudades del país; es decir, los diferenciales salariales entre regiones no se han reducido a lo largo del tiempo.

El segundo interrogante se centra en si los salarios son sensibles al desempleo regional. Para responder esto, Arango, Obando y Posada estiman una curva de salarios para Colombia, la cual estima la elasticidad de los salarios individuales ante cambios en la tasa de desempleo regional, para lo cual se utiliza información de la Encuesta Nacional de Hogares (1984-2000), de la ECH (2001-2006) y de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (2006-2009). Los autores encuentran que el salario real depende inversamente de la tasa de desempleo de la región o del grupo ocupacional al cual pertenece el individuo, lo cual indica que en Colombia sí existe una curva de salarios que se ajusta al modelo de salarios de eficiencia. En conclusión, los resultados sugieren una flexibilidad imperfecta de los salarios reales en el país.

La persistencia estadística de la inflación en Colombia*

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

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

** Banco de la República.

*** Banco de la República.

**** Pontificia Universidad Javeriana.

I. INTRODUCCIÓN

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

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

La persistencia estructural contempla los factores económicos estructurales que producen la persistencia estadística (o de forma reducida), la cual ocurre cuando la inflación permanece lejos de su tendencia de largo plazo luego de una perturbación³. Buena parte del programa de investigación reciente sobre persistencia inflacionaria ha estado referido a la relación entre la persistencia estadística y los factores económico-estructurales que la determinan.

En cuanto a los factores estructurales, cabe preguntarse: ¿Puede una curva de Phillips microfundamentada producir persistencia inflacionaria cuando existen expectativas racionales? ¿Cuál es la importancia relativa de la curva de Phillips y

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

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

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

de la regla de Taylor en la explicación de la persistencia? ¿Cuál es la importancia de la credibilidad de los bancos centrales y de la evolución de las metas de inflación? ¿Qué características de la política monetaria producen persistencia?

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

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

II. FACTORES ESTRUCTURALES: UN PROGRAMA DE INVESTIGACIÓN PARA COLOMBIA

En esta sección se evalúa el posible impacto de distintas variables estructurales en la persistencia estadística de la inflación, cuya evolución será evaluada en la Sección IV para Colombia. La tarea es compleja, pues las variables interactúan en equilibrio general y su importancia relativa puede depender del régimen monetario (Angeloni, Aucremanne, Ehrmann, Gali, Levin y Smets, 2005). La incertidumbre sobre la importancia relativa de los factores hace relevante evaluar los costos y beneficios de utilizar el modelo “incorrecto”⁴. Las preguntas planteadas en la sección deberían sugerir un programa de investigación de largo plazo para Colombia.

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

A. Factores estructurales que explican la persistencia

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

a) Curva de Phillips neokeynesiana:

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

b) Curva de Phillips híbrida:

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

Curva Ahorro-Inversión (IS):

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

Regla de Taylor de política:

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

donde π_t es la tasa de inflación, β el factor de descuento, x_t la brecha del producto, u_t y ε_t corresponden a choques de oferta (*i. e.*, un choque en el precio internacional del petróleo) y de demanda; R_t es la tasa de interés nominal y r la tasa de interés real; ρ es un parámetro de suavización en la fijación de tasas de interés nominales por parte del banco central; el superíndice * indica la meta de la variable, la cual coincide en buena parte de la literatura con su nivel natural, de equilibrio o de estado estacionario de largo plazo⁵.

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

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

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

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

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

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

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

$$x_t = -\sigma_r r_t \text{ IS,} \quad (6)$$

$$r_t = \tau_\pi \pi_t \text{ regla de Taylor.} \quad (7)$$

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

⁸ Formalmente, el principio de Taylor garantiza la existencia de un equilibrio estacionario único en el sistema (Walsh, 2004, p. 247). En un trabajo clásico, Clarida, Gali y Gertler (2000) sugieren que el principio de Taylor no se cumplió en Estados Unidos en las administraciones anteriores a Volcker, pero sí bajo las administraciones de Volcker y Greenspan.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Las rigideces de precios y salarios incrementan el impacto de la política monetaria sobre la producción, pero no explican la persistencia de la inflación o los efectos persistentes de la política monetaria sobre la producción. Mankiw (2001) hace una analogía de la relación entre el comportamiento del *stock* de capital y el de la inversión en los modelos de crecimiento. En el modelo de Calvo (1983), un mayor θ , correspondiente a una mayor rigidez de precios, solo afecta el coeficiente de la brecha del producto en la curva de Phillips¹¹. Intuitivamente, cuando las oportu-

¹¹ Se cumple que $\phi_x = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$. Un mayor θ , correspondiente a una mayor rigidez, produce un valor menor ϕ_x . Sbordone (2007) muestra que el coeficiente ϕ_x desciende aún más cuando existen complementaridades estratégicas entre firmas. Cogley y

nidades para cambiar precios ocurren pocas veces, las firmas dejan de interesarse en la demanda corriente y concentran más su atención en la inflación futura como determinante de la inflación actual. Entonces, le conceden poca importancia a la brecha del producto (bajo ϕ_x) y la curva de Phillips resulta menos empinada.

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

Los costos de la desinflación resultan nulos o muy bajos para la curva de Phillips (1), con una tasa de sacrificio (TS) igual a cero, si no existe suavización de las tasas de interés¹³, e igual a 0,7 cuando existe suavización. Por el contrario, para la curva de Phillips híbrida se encuentran tasas de sacrificio de 2,0 y de 4,1 (con y sin suavización de tasas), más cercanas a las que se observan en la realidad¹⁴.

Sbordone (2005) también consideran el caso en que el capital no puede ser reasignado instantáneamente entre firmas.

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

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

¹⁴ Ball (1993), por ejemplo, encuentra una tasa de sacrificio en Alemania de 2,93 y en Estados Unidos de 2,39, con valores más bajos en Francia (0,75) o el Reino Unido (0,79). Véanse

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

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

B. La inclusión de π_{t-1} en la curva de Phillips

Es difícil explicar la alta persistencia estadística de la inflación, un debate en marcha, u obtener un ajuste empírico exitoso en la curva de Phillips si no se

también Cecchetti y Rich (2001). Gómez (2002) encuentra una tasa de sacrificio promedio de 1,34 para Colombia en los años noventa.

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

incluye π_{t-1} . Así, para el modelo trípode, en el cual se adiciona el precio internacional del petróleo a la ecuación (2), en el caso de los Estados Unidos (Fuhrer, 2009) la inclusión de π_{t-1} eleva el coeficiente R^2 desde 0,24 hasta 0,74 en el período 1966:Q1-1984:Q4, desde 0,09 hasta 0,79 en el período 1985:Q1-2008:Q4, desde 0,39 hasta 0,77 en 1966:Q1-1984:Q4 y desde 0,16 hasta 0,72 en 1985:Q1-2008:Q4. En la misma dirección, Rudd y Whelan (2005) encuentran que solo un pequeño porcentaje del buen ajuste de la curva de Phillips híbrida estimada para Estados Unidos proviene de las expectativas futuras de inflación o de la brecha del producto. Y Estrella y Fuhrer (2002) concluyen que los modelos que incorporan π_{t-1} tienden a ser más estables en el tiempo que aquellos que solo utilizan las expectativas de inflación¹⁶.

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

Sin embargo, no es necesario suponer expectativas adaptativas para explicar la importancia de π_{t-1} en la curva de Phillips. Para algunos autores la importancia de π_{t-1} es espuria, como se desprende del modelo de Calvo con expectativas racionales pero con metas de inflación diferentes a cero o con funciones *hazard* no aleatorias, mientras que para otros obedece a procesos de aprendizaje y a la falta de credibilidad del Banco Central. Los trabajos empíricos muestran que la importancia de π_{t-1} en la curva de Phillips es baja cuando las expectativas de inflación se encuentran ancladas (Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006). Por la misma razón hoy parece ser menor el impacto de otros choques diferentes a la brecha del producto (Mishkin, 2007).

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

a. Meta de inflación diferente a cero

Para algunos autores no es necesario sacrificar la hipótesis de expectativas racionales ni las implicaciones de política a que conduce la curva de Phillips microfún-

¹⁶ Véase también Rudebusch (2002).

damentada. Basta con eliminar el supuesto de que la meta de inflación es igual a cero para producir la curva de Phillips alternativa representada en (9)¹⁷.

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

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

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

La ecuación (9) presenta tres características radicalmente diferentes a la ecuación (1). En primer lugar, los coeficientes son ahora variables en el tiempo, aun para parámetros fundamentales constantes en el modelo de Calvo. En segundo lugar, el parámetro $\phi_{x,t}$ es bajo (la tasa de sacrificio es alta) cuando la meta de inflación es alta. En otras palabras, una meta de inflación alta hace más costoso reducir la inflación y podría inducir a las autoridades a no hacerlo. Finalmente, el valor esperado de la inflación futura en (9) podría estar correlacionado con π_{t-1} , por lo que la inclusión exitosa de esta última variable en las estimaciones empíricas podría ser errónea (obedece a variables omitidas). Altissimo *et al.* (2006) y Cogley y Sbordone (2006) muestran, en efecto, que la persistencia intrínseca (debida a π_{t-1}) es moderada cuando se incluyen los valores de largo plazo de la inflación. Por todo lo anterior, algunos autores consideran que la curva de Phillips microfundamentada (1) continúa siendo una buena aproximación en el diseño de la política monetaria óptima.

b. Funciones *hazard* variables

El modelo de Calvo asume que los cambios en precios son aleatorios, pero Goodfriend y King (1997) y Wolman (1999) trabajan con un supuesto más realista, según el cual la probabilidad de cambios en precios es mayor cuando ha transcu-

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

rrido un período largo sin cambios. Woodford (2007) muestra que en este caso se llega a la siguiente ecuación para la curva de Phillips:

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

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

2. Procesos de aprendizaje

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

Christiano, Eichenbaum y Evans (2005), por ejemplo, asumen que las firmas que no reoptimizan en el modelo de Calvo (1983) indexan sus precios con la inflación del período anterior. Formalmente, las firmas que no reoptimizan mantienen constante $p_i(i) - \gamma p_{t-1}$, donde γ corresponde al nivel de indexación de precios, $p_i(i)$ es el logaritmo del precio del bien i , y p_{t-1} el logaritmo del nivel agregado de precios en $t-1$. Se llega así a la siguiente curva de Phillips híbrida: $\pi_t - \gamma\pi_{t-1} = \phi_x x_t + \beta E_t[\pi_{t+1} - \gamma\pi_t]$ (Woodford, 2007, p. 204). El supuesto de Christiano *et al.* (2005) parece inconveniente a la luz de la evidencia empírica, que muestra que los cambios en precios son poco frecuentes¹⁹.

Por otra parte, Gali y Gertler (2000) justifican la inclusión de π_{t-1} en la curva de Phillips asumiendo que las firmas que aleatoriamente deciden reoptimizar sus precios en el modelo de Calvo (1983) siguen una *rule of thumb* (regla del pulgar),

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

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

con precios que representan un promedio ponderado de los precios óptimos fijados en el período anterior más un ajuste por la inflación pasada.

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

3. Credibilidad del Banco Central

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

Se supone en los modelos anteriores que los agentes que toman decisiones sobre precios saben con total certidumbre que el Banco Central contraerá la demanda para reducir la inflación y continuará haciéndolo en el futuro. Si los agentes esperan una tasa de interés real de corto plazo alta en el futuro, también será alta la tasa de interés real de largo plazo, y ello reducirá la demanda agregada y la inflación.

Fuhrer (1995) considera la inercia proveniente de la credibilidad imperfecta del Banco Central como un tercer factor de persistencia, además de la inercia proveniente de los contratos de precios y salarios o de un ajuste lento en las expectativas. Simplemente, los agentes podrían dudar que el Banco Central lleve a cabo la política económica requerida para bajar la inflación. Erceg y Levin (2001), por ejemplo,

²⁰ Véanse también Orphanides y Williams (2005).

muestran que la falta de credibilidad al comienzo de la era Volcker podría explicar el patrón de desinflación en Estados Unidos, si se considera que las expectativas estaban inicialmente desancladas (Mishkin, 2007) y que los agentes aprendieron lentamente sobre la nueva política.

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

III. PERSISTENCIA ESTADÍSTICA: METODOLOGÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

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

A. Metodologías de medición

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

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

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

Para otros, las series no son $I(1)$ ni $I(0)$, y más bien presentan niveles de integración fraccionales intermedios²². Ello, a su vez, podría explicar los resultados divergentes observados en la práctica cuando solo se consideran las dos posibilidades extremas. También podría explicar por qué la serie de inflación en Estados Unidos resulta $I(1)$ cuando se utiliza un modelo AR(12) e $I(0)$ cuando se utilizan modelos AR(3) y AR(6) (Kumar y Okimoto, 2007)²³. Sin embargo, no es fácil diferenciar los procesos de memoria larga con integración fraccional de los procesos con media cambiante (Altissimo *et al.*, 2006)²⁴.

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

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

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

²⁴ Además, Hassler y Wolters (2010) argumentan que en presencia de integración fraccional la prueba de Dickey y Fuller (1979) aumentada tiene bajo poder para rechazar la hipótesis de que la serie es $I(1)$. Además, si existe integración fraccional, es posible que las

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

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

Stock y Watson (2006) proponen una medida diferente de persistencia inflacionaria para la serie de inflación en Estados Unidos²⁷, basada en el coeficiente R^2 de los

pruebas de raíz unitaria y las medidas de persistencia basadas en modelos AR lleguen a conclusiones divergentes (Kumar y Okimoto, 2007).

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

²⁶ Véanse Kang *et al.* (2009).

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

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

B. Evidencia empírica internacional

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

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

- *Nivel de integración de la inflación*

Las series de inflación originales (*i. e.*, sin considerar quiebres estructurales) en la posguerra parecen poseer raíz unitaria. Fuhrer (2009), por ejemplo, muestra que el test de Dickey y Fuller (1979) (ADF aumentado) no permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria en 1966-2008 para ninguno de los tres índices de precios utilizados²⁹. Por otra parte, con base en el intervalo de confianza para la mayor

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

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

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

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

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

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

- *Nivel de integración de la serie al incorporar cambios estructurales*

Al incorporar cambios estructurales en las series en 1984-2003, Levin y Piger (2004) descartan la hipótesis de raíz unitaria en los cuatro índices de inflación considerados, con un choque inflacionario que desaparece en unos pocos trimes-

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

tres en la mayoría de los casos. Este resultado contrasta con la raíz unitaria que se halla para tres de las series cuando no se consideran cambios estructurales (véase arriba). Los autores anotan que los cambios estructurales ocurren en la media de la inflación y no en los coeficientes autorregresivos.

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

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

- *Suma de coeficientes autorregresivos*

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

Por otra parte, la persistencia parece ser baja cuando se cuenta con un ancla monetaria bien establecida. Así, Benati (2008) encuentra que la persistencia inflacionaria ha sido reducida bajo el patrón oro y con la adopción del euro por parte de algunos

³¹ También Evans y Wachtel (1993).

países de la Comunidad Europea y del régimen de inflación objetivo en el Reino Unido, Canadá y Australia.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

- *Metodología Markov-switching*

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

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

- *Metas de inflación*

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

Como se mencionó arriba, Stock y Watson (2006) consideran que la inflación observada resulta de la suma de un componente transitorio y un componente permanente, este último modelado como un paseo aleatorio, con raíz unitaria y asociado

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

con la meta de inflación implícita en Estados Unidos. Los autores encuentran que la reducción de la varianza de la inflación observada en los últimos años se debe a la reducción en la varianza de ese componente permanente. En la misma dirección, Cogley, Primiceri y Sargent (2009) encuentran una reducción marcada de la persistencia de $\pi - \pi^*$, siendo π^* la meta de inflación, y Kang *et al.* (2009) encuentran que $\pi - \pi^*$ es estacionario en el período completo 1959:Q1-2006:Q2.

IV. PERSISTENCIA ESTADÍSTICA EN COLOMBIA

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

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

En las Secciones IV.A-B se evalúa el orden de integración de la inflación total en Colombia³⁷, considerando los períodos comprendidos entre: a) 1960:08-2010:06, b) 1980:01-2010:06 y c) 1990:01-2010:06. La evidencia de un comportamiento estacionario de la serie durante el último período permite examinar si esta es gover-

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

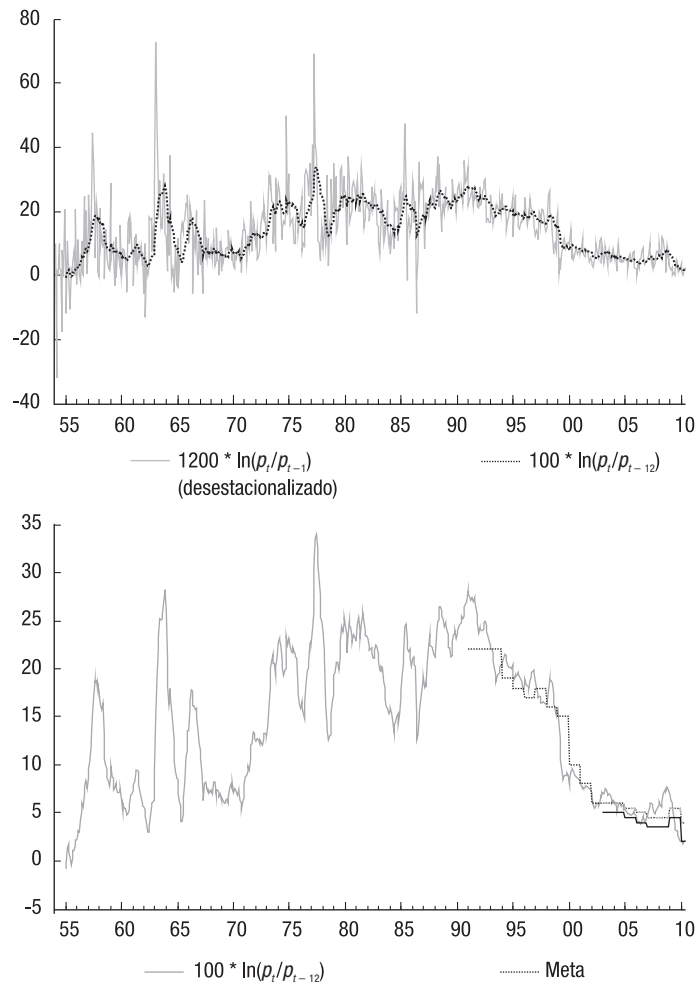
nada o no por un proceso autorregresivo Markov-*switching*; es decir, si la inflación exhibe en dicho período diferentes estados de la naturaleza. Se encuentran dos regímenes: el régimen anterior, comprendido entre 1990:01 y 2000:01, y el régimen actual entre 2000:02 y 2010:06, y se investiga el comportamiento de la suma de los coeficientes autorregresivos y la función impulso-respuesta en cada uno de ellos. La Sección IV.C considera el comportamiento de la brecha entre la inflación y la meta ($\pi_t - \pi_t^*$, en lugar de π_t), y construye una medida de persistencia cambiante en el tiempo con base en la combinación de un filtro de Kalman y un procedimiento de optimización no lineal.

A. Examen del orden de integración de las series

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

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

GRÁFICO 1. INFLACIÓN ANUAL (PANEL SUPERIOR) Y TRIMESTRAL ANUALIZADA



Fuente: DANE y cálculos propios.

CUADRO 1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

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

Fuente: cálculos de los autores.

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

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

B. Modelo de cambio de régimen (Markov-switching)

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

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

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

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

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

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

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

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

⁴⁰ Markov switching intercept autoregressive parameters heteroscedasticity.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Con el propósito de verificar la existencia de cambios estadísticos en los parámetros del modelo para cada régimen, se llevan a cabo pruebas sobre diferencias de: a) interceptos, b) coeficientes asociados a la tendencia determinística y c) nivel de persistencia de la inflación o suma de los coeficientes autorregresivos del modelo. A un

nivel de significancia del 12%, las pruebas señalan que cada estado de la naturaleza presenta interceptos y parámetros de tendencia estadísticamente diferentes. Los resultados también señalan que el régimen anterior exhibe mayor volatilidad y que la varianza asociada al régimen anterior no pertenece al intervalo de varianza estimado para el régimen actual.

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

CUADRO 2. ESTIMACIÓN MSIAH: INFLACIÓN

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

Error estándar: 1,936.

Intervalo de confianza para la varianza: $I = [3,45; 5,10]$.

Suma de coeficientes autorregresivos: 0,2267.

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

Error estándar: 3,68.

$\sigma^2_{\text{Régimen}_2} \notin I$

Suma de coeficientes autorregresivos: 0,336.

p-values

Diferencia de interceptos: 0,120.

Diferencia de tendencia: 0,116.

Diferencia de suma de coeficientes: 0,552.

Fuente: cálculos de los autores.

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

CUADRO 3. MATRIZ DE TRANSICIÓN

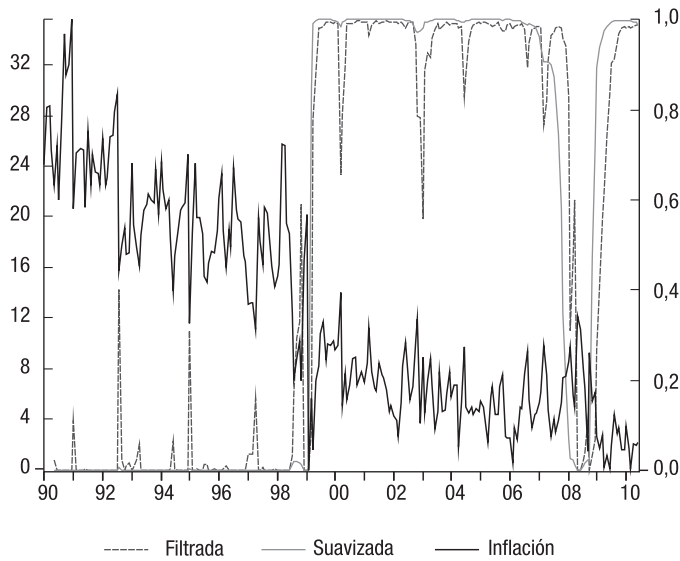
	Régimen 1 - Actual	Régimen 2 - Anterior
Régimen 1 - Actual	0,9905	0,0095
Régimen 2 - Anterior	0,0176	0,9824

Fuente: cálculos de los autores.

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

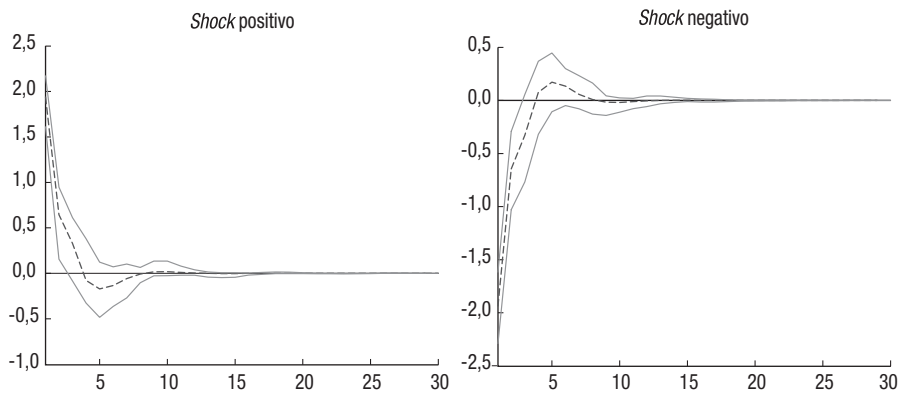
Las funciones que se presentan en los Gráficos 3 y 4 sugieren que un choque positivo sobre la inflación se diluye en cuatro meses en el régimen actual y en cinco meses en el régimen anterior. En otras palabras, como se mencionó arriba cuando se comparó la suma de coeficientes autorregresivos, la persistencia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

GRÁFICO 2. PROBABILIDAD DEL RÉGIMEN 1 O ACTUAL

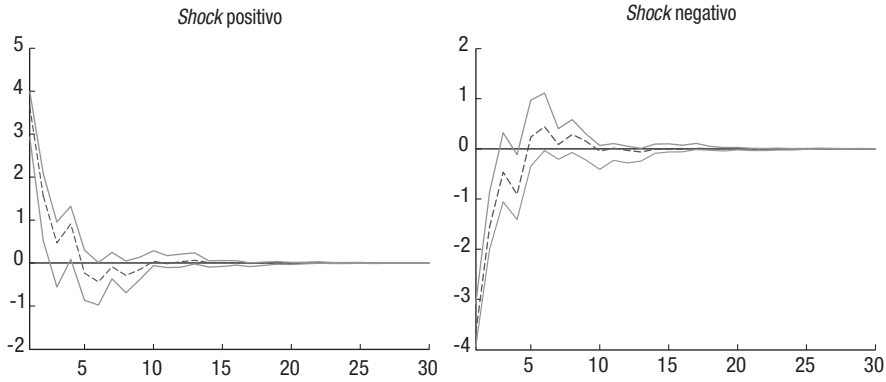


Fuente: cálculos de los autores.

GRÁFICO 3. ANÁLISIS DE IMPULSO-RESPUESTA. INFLACIÓN TOTAL, RÉGIMEN ACTUAL



Fuente: cálculos de los autores.

GRÁFICO 4. ANÁLISIS DE IMPULSO-RESPUESTA. INFLACIÓN TOTAL ANUALIZADA, RÉGIMEN ANTERIOR

Fuente: cálculos de los autores.

C. Persistencia de la brecha de inflación

La persistencia de la inflación se ha reducido poco en las últimas dos décadas (sección anterior), pero ello podría deberse a que las metas de inflación del Banco Central fueron altamente persistentes en ambos periodos (parte inferior del Gráfico 1). Por ello, siguiendo a Cogley *et al.* (2009), entre otros, en esta sección se analiza la persistencia de la variable $\pi_t - \pi_t^*$ (en lugar de π_t), donde π_t^* corresponde a la meta de inflación propuesta por el Banco Central cada año. La variable π_t^* corresponde también a la tendencia de largo plazo cuando las metas del banco son totalmente creíbles. Como se mencionó arriba, Stock y Watson (2006) proponen una estrategia alternativa en la que se estima la tendencia estocástica de largo plazo (y un componente estacionario) y se asocia dicha tendencia con lo que los agentes estiman es la meta de inflación implícita o explícita del Banco Central.

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

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

donde ρ_t corresponde al parámetro de persistencia (cambiante en el tiempo) de la serie y π_{t-1}^* es la meta de inflación del período anterior. En esta oportunidad la inflación anual π_t se define como $100 * \ln(P_t / P_{t-12})$, más comparable con la meta anual de inflación fijada por el Banco Central que la inflación mensual anualizada

$\left[1200 * \ln(P_t / P_{t-1})\right]$ utilizada en los ejercicios anteriores, aun cuando se presentan al final de la sección algunos comentarios que permiten comparar el valor de la persistencia en ambos ejercicios. La modelación a través de un esquema autorregresivo de orden uno introduce en este caso una estructura MA(1) en el término de perturbación.

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

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

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

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

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

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

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

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

$$\pi_t = [\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^* \quad 1 \quad \theta_1 \quad \theta_2 \quad \theta_3 \quad \theta_4 \quad \theta_5 \quad \theta_6 \quad \theta_7 \quad \theta_8 \quad \theta_9 \quad \theta_{10} \quad \theta_{11}] \begin{bmatrix} \rho_t \\ u_t \\ u_{t-1} \\ u_{t-2} \\ u_{t-3} \\ u_{t-4} \\ u_{t-5} \\ u_{t-6} \\ u_{t-7} \\ u_{t-8} \\ u_{t-9} \\ u_{t-10} \\ u_{t-11} \end{bmatrix} + [\pi_t^*] \quad (22)$$

$$\begin{bmatrix} \rho_t \\ u_t \\ u_{t-1} \\ u_{t-2} \\ u_{t-3} \\ u_{t-4} \\ u_{t-5} \\ u_{t-6} \\ u_{t-7} \\ u_{t-8} \\ u_{t-9} \\ u_{t-10} \\ u_{t-11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & & \dots & & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & & \dots & & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & & \dots & & \dots & 0 \\ 0 & & 1 & 0 & & & \dots & 0 \\ 0 & & 0 & 1 & 0 & & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & & & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & & & & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & & & & & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \dots & & & & & & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \dots & & & & & & & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \rho_{t-1} \\ u_{t-1} \\ u_{t-2} \\ u_{t-3} \\ u_{t-4} \\ u_{t-5} \\ u_{t-6} \\ u_{t-7} \\ u_{t-8} \\ u_{t-9} \\ u_{t-10} \\ u_{t-11} \\ u_{t-12} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_\rho \\ u_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$R = 0 \quad (24)$$

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

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

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

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

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

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

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

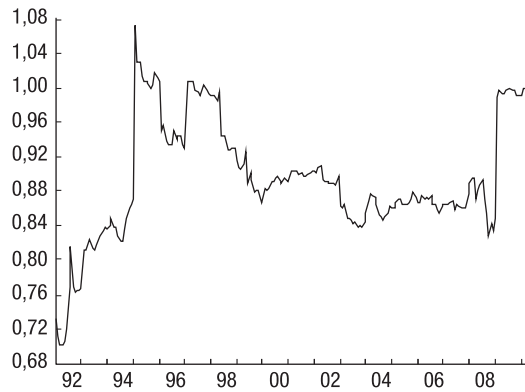
$$\pi_t = \ln(p_t / p_{t-1}) + \ln(p_{t-1} / p_{t-2}) + \dots + \ln(p_{t-11} / p_{t-12}) = \pi_t^{mes} + \pi_{t-1}^{mes} + \dots + \pi_{t-11}^{mes}.$$

Por ello, el modelo original se puede escribir como:

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

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

GRÁFICO 5. EVOLUCIÓN DE LA PERSISTENCIA



Fuente: cálculos de los autores.

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

CUADRO 4. ESTIMACIÓN DE LA REPRESENTACIÓN ESTADO-ESPACIO

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

Valor de la función objetivo: -429,67

Fuente: cálculos de los autores.

V. IMPLICACIONES DE POLÍTICA Y CONCLUSIONES

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

En segundo lugar, la utilización del método Markov-switching para un esquema autorregresivo encuentra dos estados de la naturaleza. En el período 1990:01-2000:01 (estado anterior) la inflación era alta y muy volátil, mientras que en el período 2000:01-2010:06 (estado actual) la inflación es baja y menos volátil. Ello

sugiere que el esquema de inflación objetivo adoptado a finales de la década de los noventa tuvo un impacto sobre algunas características de la inflación.

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

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

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

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

REFERENCIAS

- Altissimo, F., Ehrmann, M., & Smets, F. (2006). *Inflation persistence and price-setting behaviour in the euro area: A summary of the evidence* (Occasional Paper Series N° 46). *European Central Bank*.
- Andrews, D. W. K. (1993). Test for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.

- Andrews, D. W. K., & Chen, H.-Y. (1994). Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models with applications to U.S. macroeconomic and financial time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), 187-204.
- Angeloni, I., Aucremanne, L., Ehrmann, M., Gali, J., Levin, A. T., & Smets, F. (2005). *New evidence on inflation persistence and price stickiness in the euro area: Implications for macro modelling* (Economics Working Papers N° 910). Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.
- Bai, J., & Ng, S. (2004). A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 1127-1177.
- Baillie, R. T., Chung, C.-F., & Tieslau, M. A. (1996). Analysing inflation by the fractionally integrated ARFINA-GARCH model. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 23-40.
- Ball, L. M. (1992). *Disinflation with imperfect credibility* (Working Paper N° 3983). NBER.
- Ball, L. M. (1993). *What determines the sacrifice ratio?* (Working Paper Series N° 4306). NBER.
- Batini, N. (2002). *Euro area inflation persistence* (Working Paper Series N° 201). European Central Bank.
- Baum, C. F., Barkoulas, J. T., & Caglayan, M. (2010). *Persistence in international inflation rates*. Mimeo.
- Beechey, M., & Osterholm, P. (2009). *The rise and fall of U.S. inflation persistence* (Working Paper N° 18). Upsala University.
- Benati, L. (2008). *Investigating inflation persistence across monetary regimes* (Working Paper Series N° 85). European Central Bank.
- Blinder, A. S. (1991). Why are prices sticky? Preliminary evidence from an interview survey. *American Economic Review*, 81(2), 89-96.
- Bordo, M. D., & Haubrich, J. G. (2004). *The yield curve, recessions, and the credibility of the monetary regime: Long-run evidence, 1875-1997* (Working Paper N° 10431). NBER.
- Brainard, W. (1967). Uncertainty and the effectiveness of policy. *American Economic Review*, 57(2), 411-425.
- Brainard, W., & Perry, G. (2000). Making policy in a changing world. In G. Perry & J. Tobin (Eds.), *Economic events, ideas, and policies: The 1960s and after*. Brookings Institution.
- Calvo, G. A., (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Capistrán, C., & Ramos-Francia, M. (2007). *Inflation dynamics in Latin America*. Banco de México.

- Cecchetti, S., *et al.* (2007). *Understanding the evolving inflation process*. US Monetary Policy Forum.
- Cecchetti, S., & Rich, R. W. (2001). Structural estimates of the U. S. sacrifice ratio. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(4), 416-427.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113, 1-45.
- Clarida, R. H., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.
- Cogley, T., Primiceri, G. E., & Sargent, T. J. (2009). Inflation-gap persistence in the U.S. (Working Paper Series N° 13749). NBER.
- Cogley, T., & Sbordone, A. M. (2005). *A search for a structural Phillips curve* (Staff Reports N° 203). Federal Reserve Bank of New York.
- Cogley, T., & Sbordone, A. M. (2006). *Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve* (Staff Reports N° 270). Federal Reserve Bank of New York.
- Collard, F., & Dellas, H. (2004). *The new Keynesian model with imperfect information and learning* (Working Paper). University of Toulouse.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for time series. Regressions with a unit root. *JASA*, 4, 427-431.
- Dupuis, D. (2004). *The new Keynesian hybrid Phillips curve: An assessment of competing specifications for the United States* (Working Paper N° 31). Bank of Canada.
- Enders, W., & Granger, Clive W J, (1998). Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, 16(3), 304-11.
- Erceg, C. J., & Levin, A. T. (2001). *Imperfect credibility and inflation persistence*. Federal Reserve Board.
- Estrella, A., & Fuhrer, J. (2002). Dynamic inconsistencies: Counterfactual implications of a class of rational-expectations models. *American Economic Review*, 92(4), 1013-1028.
- Evans, M. D., & Wachtel, P. (1993). Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(3), 475-511.
- Franta, M., Saza, B., & Smidkova, K. (2007). *Inflation persistence: Euro area and new EU member states* (Working Paper Series N° 810). European Central Bank.

- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58, 1-17.
- Fuhrer, J. (1995). The persistence of inflation and the cost of disinflation. *New England Economic Review*, 3-16.
- Fuhrer, J. (2009). *Inflation persistence*. Mimeo.
- Gali, J., & Gertler, M. (2000). *Inflation dynamics: A structural econometric analysis* (Working Paper N° 7551). NBER.
- Gómez, J. (2002). *Wage indexation, inflation inertia and the cost of disinflation* (Borradores de Economía N° 198). Banco de la República.
- Goodfriend, M., & King, R. (1997). *The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy*. Mimeo.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hassler, U., & Wolters, J. (2010). Long memory in inflation rates: International evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 37-45.
- Henry, Ó. T., & Shields, K. (2004). Is there a unit root in inflation. *Journal of Macroeconomics*, 481-500.
- Hernández, A., & Tolosa, J. (2001). *La política monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa* (Borradores de Economía N° 172). Banco de la República.
- Julio, J. M., Zárate, H., & Hernández, M. (2010). *Rigideces de precios al consumidor en Colombia*. Mimeografía.
- Kang, K. H., Kim, C.-J., & Morley, J. C. (2009). Changes in U. S. inflation persistence. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 13(4), 1-21.
- Kim, C.-J., Nelson, C. R., & Piger, J. M. (2001). The less-volatile U. S. economy: A Bayesian investigation of timing, breadth, and potential explanations. *Journal of Business and Economic Statistics*.
- Kim, J.-Y. (2000). Detection of change in persistence of a linear time series. *Journal of Econometrics*, 95, 97-116.
- Krolzig, H. M. (1997). Markov-switching vector autoregressive. Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. In *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*. Berlín: Springer.
- Kumar, M. S., & Okimoto, T. (2007). Dynamics of persistence in international inflation rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(6), 1457-1479.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Levin, A. T., & Piger, J. M. (2004). *Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?* (Working Paper Series N° 334). European Central Bank.

- Leybourne, S. J., Kim, T.-H., Smith, V., & Newbold, P. (2003). Test for a change in persistence against the null of difference-stationarity. *Econometric Journal*, 6, 290-310.
- Linde, J. (2005). *Estimating new-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach* (Working Paper Series N° 129). Sveriges Riksbank.
- Mankiw, G. (2001). The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *The Economic Journal*, 111(471), 45-61.
- Milani, F. (2005). *Adaptive learning and inflation persistence*. Department of Economics, University of California, Irvine.
- Mishkin, F. S. (2007). *Inflation dynamics* (Working Paper N° 13147). NBER.
- Murray, C., Nikolsko-Rzhevskyy, A., & Papell, D. (2008). *Inflation persistence and the Taylor principle*. Munich Personal RePEc Archive.
- O'Reilly, G., & Whelan, K. (2004). *Has euro-area inflation persistence changed over time?* (Working Paper Series N° 335). European Central Bank.
- Orphanides, A., & Williams, J. (2005). Imperfect knowledge, inflation expectations and monetary policy. In B. Bernanke, & M. Woodford, *The inflation targeting debate*. University of Chicago Press.
- Paloviita, M. (2004). *Inflation dynamics in the euro area and the role of expectations: Further results* (Research Discussion Papers N° 21). Bank of Finland.
- Payaa, I., Duarteb, A., & Holdenc, K. (2010). *A note on the relationship between inflation persistence and temporal aggregation*. Mimeo.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation, and optimal inflation over time. *Economica*, 135, 254-281.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pivetta, F., & Reis, R. (2007). The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31(4), 1326-1358.
- Ravenna, F. (2000) "The impact of inflation targeting in Canada: A structural analysis" Job Market Paper.
- Robalo Marquez, C. (2004). *Inflation persistence: Facts or artefacts?* (Working Paper Series N° 371). European Central Bank.
- Rogoff, K. S. (2003). Globalization and global disinflation. In *Monetary policy and uncertainty: Adapting to a changing economy*. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Rose, A. K. (1988). Is the real interest rate stable? *Journal of Finance*, 43, 1095-1112.
- Rudd, J., & Whelan, K. (2005). *Modelling inflation dynamics: A critical review of recent research*. Federal Reserve Board, Washington, D. C.

- Rudd, J., & Whelan, K. (2006). Can rational expectations sticky-price models explain inflation dynamics? *American Economic Review*, 96(1), 303-320.
- Rudebusch, G. D. (2002). *Assessing the Lucas critique in monetary policy models* (Working Paper N° 02). Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Sbordone, A. M. (2007). *Inflation persistence: Alternative interpretations and policy implications* (Staff Reports N° 286). Federal Reserve Bank of New York.
- Smets, F. (2004). Maintaining price stability: How long is the medium term? *Journal of Monetary Economics*, 50, 1293-1309.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2006). *Why has U. S. inflation become harder to forecast?* (Working Paper N° 12324). NBER.
- Svensson, L. E. O. (1999). Inflation targeting: Some extensions. *Scandinavian Journal of Economics*, 101(3), 337-361.
- Svensson, L. E. O. (2005). *Optimal inflation targeting: Further developments of inflation targeting*. Mimeo.
- Taylor, J. B. (1979). Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review*, 69, 108-113.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44, 1389-1408.
- Vargas, H. (2007). *The transmission mechanism of monetary policy in Colombia. Major changes and current features* (Borradores de Economía N° 431). Banco de la República.
- Walsh, C. E. (2004). *Monetary theory and policy* (2nd ed.). MIT Press.
- Williams, J. (2006). *The Phillips curve in an era of well-anchored inflation expectations*. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Wolman, A. (1999). Sticky prices, marginal cost, and the behavior of inflation. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 85(4), 29-48.
- Woodford, M. (2005). *Central bank communications and policy effectiveness* (Working Paper N° 11898). NBER.
- Woodford, M. (2007). Interpreting inflation persistence: Comments on the Conference on “Quantitative Evidence on Price Determination”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1), 203-210.
- Zárate, H. (2010). *Reglas de fijación de precios de los productores colombianos: Evidencia a partir de los modelos de duración con microdatos del IPP*. Mimeografía.

La meta del Banco Central y la persistencia de la inflación en Colombia*

Juan José Echavarría
Norberto Rodríguez
Luis Eduardo Rojas

* 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 y el apoyo de Adolfo Cobo y Édgar Caicedo.

I. INTRODUCCIÓN

Un nivel alto de persistencia de la inflación obliga a las autoridades a elevar más, y durante un período 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 el campo teórico, 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 neo-keynesiana. Por supuesto, el análisis de la inflación es de todas formas útil para pronosticar su evolución.

En un documento reciente, Echavarría, López y Misas (2010) analizan el comportamiento de la serie de inflación en Colombia. Encuentran cambios significativos en la media y varianza de las series en los períodos 1990:01-2000:01 y 2000:02-2010:06, 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 varias décadas¹.

¿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, bajo la presidencia de la FED de Volker y de Greenspan (Clarida, Gali 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 períodos, en los

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 base en un modelo bayesiano, Pivetta y Reis (2007) encuentran que la mayor raíz autorregresiva se encuentra cercana a 1 (uno) y es relativamente constante en el período 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 las estimaciones, sobre la sensibilidad a los períodos y enfoques metodológicos adoptados, e incertidumbre sobre la conveniencia de las distintas mediciones de persistencia. Echavarría *et al.* (2010) presentan una revisión de la literatura empírica para los Estados Unidos y para otros países.

países que adoptaron el euro como moneda común, y en los países que favorecieron el régimen de inflación objetivo, como el Reino Unido, Canadá y Australia².

El caso de Colombia resulta aún más paradójico. Mishkin (2007) sugiere que durante los años noventa del siglo XX, el país no se comprometió seriamente a reducir la inflación por debajo de 20% - 25%, siendo la estabilidad del producto el objetivo prioritario del Banco Central. La inflación en 1991-1998 (promedio de 22,7%) fue similar a la de los años 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 de 10%, un nivel que no se observaba desde la década de los setenta, y las autoridades aprovecharon las circunstancias para reformular a fondo la política monetaria. Las metas de inflación para el 2000, 2001 y 2002 fueron de 10%, 8% y 6%, respectivamente; 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 cambiaria³. La inflación mensual anualizada se redujo desde niveles cercanos a 16% a mediados de 1998, hasta niveles cercanos a 2% durante buena parte del 2010.

Robalo Márquez (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 *et al.* (2010) 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. Ellos 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

² Véanse también Levin y Piger (2004).

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

⁴ Cogley *et al.* (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

contra de lo esperado, tampoco en este caso encuentran cambios significativos en persistencia con la adopción del régimen de inflación objetivo (aun 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 es enteramente creíble⁵.

Siguiendo a Stock y Watson (2007), y a Kang, Kim y Morley (2009), se estima para 1979:I-2010:II 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 II presenta el modelo empleado, la Sección III evalúa la persistencia de la inflación total en Colombia, la Sección IV la persistencia de algunos rubros utilizados por el Banco de la República en sus pronósticos de inflación, y en la V, las conclusiones.

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 (*e. g.*, incertidumbre sobre el valor de la tasa de interés natural o sobre el proceso de suavizamiento de tasas por el Banco Central) como un factor adicional que crea persistencia, aun cuando la literatura reciente sobre el tema ha concentrado sus esfuerzos en la incertidumbre relacionada con las políticas actuales y futuras de los bancos centrales. Véanse, en especial, Erceg y Levin (2001), y Kozicky y Tinsley (2005).

II. EL MODELO

Con base en Kang *et al.* (2009)⁶, se desarrolla un modelo de componentes no observados de inflación que incorpora múltiples cambios de régimen. Se consideran las siguientes tres ecuaciones:

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

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

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

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

Donde π_t corresponde a la inflación trimestral anualizada $(400 * \ln(P_t / P_{t-1}))$ 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; $u_s, \beta_{s,1}, \beta_{s,2}, \sigma_{\eta,s}^2$ y $\sigma_{\varepsilon,s}^2$ son los parámetros del modelo, $\sigma_{\eta,s}^2$ y $\sigma_{\varepsilon,s}^2$ cuantifican la volatilidad de los choques permanente y transitorio, respectivamente. Se supone que ε_t y η_t se distribuyen independientemente⁸.

El análisis univariado de la inflación es interesante en sí mismo, pues permite detectar lo que Fuhrer (2009) denomina *persistencia estadística o intrínseca*.

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

⁷ Desestacionalizada. La serie es ligeramente diferente a las que utilizan Echavarría *et al.* (2010). Dichos autores trabajan con la inflación mensual anualizada $(1200 * \ln(P_t / P_{t-1}))$ (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 *et al.*, 2009).

Además, Stock y Watson (2007) encuentran una reducción significativa entre 1960-1983 y 1984-2004 en el coeficiente que relaciona la inflación futura con la brecha del producto u otras variables diferentes a la inflación (véase también Roberts, 2004). En particular, 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, una década después Stock (2010) solo encuentra una relación entre la inflación y la brecha del producto *en períodos de fuerte recesión*. 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 doce meses, con el promedio simple de la inflación en el último año. 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; más difícil, por ser cada vez menor el poder explicativo de otras variables.

El modelo planteado por Kang *et al.* (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 *et al.* (2010)⁹.

Para calcular una medida escalar de persistencia, los autores transforman el modelo de componentes no observados 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 *et al.* 2009).

El número potencial de regímenes se fijó en tres para capturar los cambios esperados a partir de: 1) la Constitución Política de 1991 y 2) la adopción del esquema de inflación objetivo a finales de 1999¹⁰. 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 períodos 1979:I-1988:IV, 1989:I-1999:III y 1999:IV-2010:II, los cuales se encuentran relativamente cercanos a los que encuentran Echavarría *et al.* (2010)¹¹.

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 él). 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.

III. LA PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN TOTAL

El Gráfico 1 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 período comprendido entre 1991 y 2002, y *rangos*

¹⁰ La evidencia en la muestra respalda la escogencia de tres regímenes. Partiendo del modelo con cuatro regímenes se plantearon los modelos de tres y dos regímenes como versiones particulares del primero. Con el estadístico de razón de verosimilitud se rechaza al 1% la hipótesis nula de que solo existen dos regímenes, mientras que no es posible rechazar la hipótesis nula de tres regímenes. De hecho, la diferencia en el ajuste del modelo bajo tres o cuatro regímenes es mínima.

¹¹ Kang *et al.* (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 del trabajo de Echavarría *et al.* (2010), por lo que se hizo menos énfasis en ese objetivo.

meta en los años posteriores. Además, desde el 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 propende por el cumplimiento de la meta de inflación en diciembre, establecida en noviembre del año anterior.

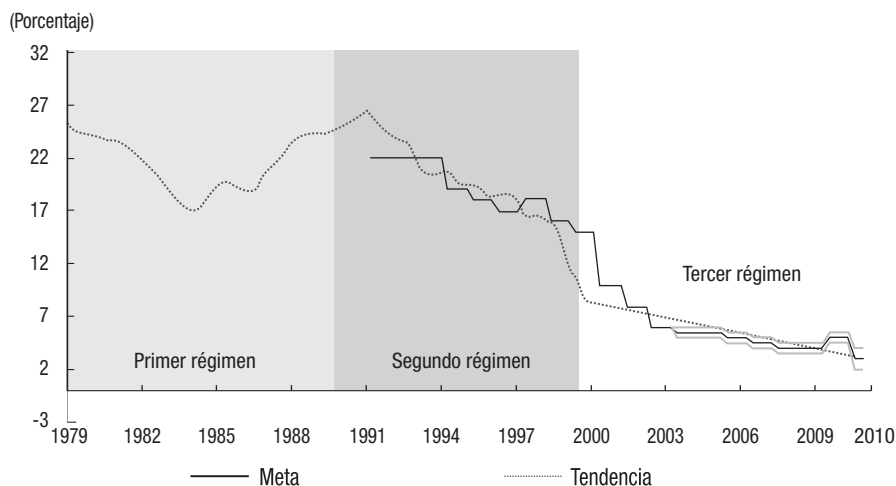
La tendencia de largo plazo estimada sigue las metas de inflación fijadas por el Banco, pero no coincide exactamente con ellas. Se encuentra por encima de la meta entre 1994:I y 1996:III, y por debajo entre 1996:IV y 2001:I. Aparece cerca de la parte superior del rango entre 2004:I y 2007:II, pero cae más rápido entre ese momento y el final de la serie.

También se presenta la “meta” de inflación implícita antes de 1991, la cual cayó desde 25,3% en 1979:I a 17,5% en 1984:II, y se elevó desde un mínimo de 18,6% en 1983:I a 26,5% en 1990:IV. 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 doce años. La meta “implícita” de inflación era alta, pues las autoridades seguramente consideraban que era muy costoso reducir la inflación¹². 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 componente transitorio¹³; y el Gráfico 2 muestra la serie de inflación trimestral anualizada $(400 * \ln(P_t / P_{t-1}))$ y reproduce nuevamente el componente permanente (τ_t) para los tres regímenes. En términos generales, puede describirse cada régimen de la siguiente forma:

¹² Ocampo (2004).

¹³ Como en Kang *et al.* (2009), para los Estados Unidos se encontró que un proceso AR(2) es suficiente para capturar la dinámica del componente transitorio. Suficiente en el sentido de que se encontraron errores no autocorrelacionados con el estadístico Q para los tres regímenes. El test LM multivariado de autocorrelación de los residuos con seis rezagos presenta un *p-value* de 0,51.

GRÁFICO 1. TENDENCIA DE LARGO PLAZO Y LAS METAS DEL BANCO CENTRAL, 1979-2010

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

- Primer régimen (1979-1989): se caracteriza por una alta volatilidad de los choques permanentes ($\sigma_{n,s}^2$) y transitorios ($\sigma_{\varepsilon,s}^2$), 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 duración¹⁴ que en los dos regímenes anteriores. La tendencia resulta prácticamente determinística.

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 con la meta de largo plazo fijada

¹⁴ La duración se asocia más con el valor de $\beta_{s,1}$, pues el nivel de $\beta_{s,2}$ es generalmente más bajo.

desde el 2001 ($3\% \pm 1$ punto). Las variaciones en la meta de inflación inducían una dinámica inflacionaria altamente persistente en el pasado (Cogley *et al.*, 2009).

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 períodos 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 1979-1989 (19,50), a valores intermedios en 1990-1999 (5,71) y aún menores en el 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 $\frac{\sigma_{\eta,s_t}}{\sigma_{\varepsilon,s_t}}$ se elevó de 0,32 a 0,62 entre los períodos 1 (1979-1989) y 2 (1989-1999), y se redujo a cero en el período 3 (1999-2010).

Los resultados también arrojan luz sobre las posibles características de la curva de Phillips en Colombia. Los coeficientes $\beta_{s,1}$ y $\beta_{s,2}$ están asociados a las variables C_{t-1} y C_{t-2} en la ecuación, 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 persistente¹⁵.

No obstante, la gran 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, p. 3), “las expectativas sobre la política económica importan y, en las condiciones actuales, casi nada más importa”.

El Gráfico 3 presenta la función impulso-respuesta de la inflación y los diferentes intervalos de confianza ante un choque típico estandarizado igual a 1. Se reportan los intervalos al 90%, 80% y 50%, obtenidos mediante la técnica de *remuestreo bootstraping* con 2.000 réplicas (Shumway y Stoffer, 2006). El choque típico está

¹⁵ Véanse Cogley y Sbordone (2008) y Mankiw (2001). Para una revisión de la literatura véanse Echavarría *et al.* (2010), Sección II.

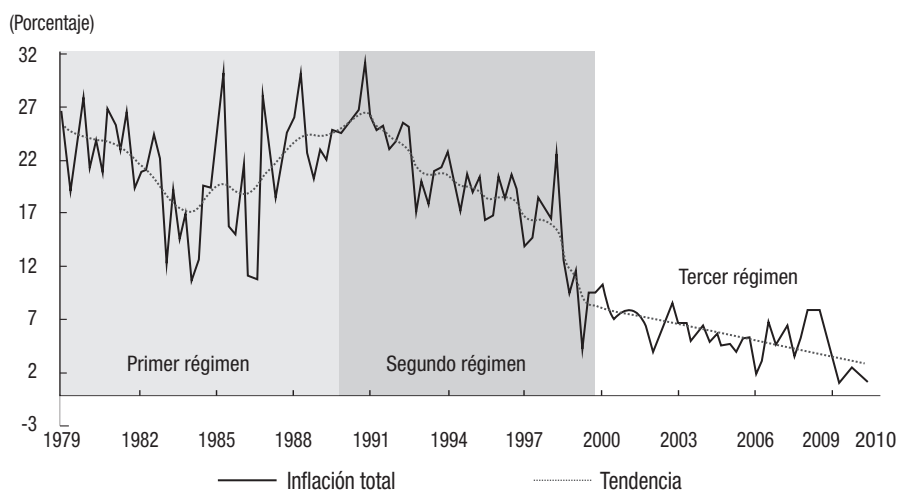
conformado por un componente del choque permanente y otro del transitorio, con una importancia relativa proporcional a sus varianzas.

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

	S = 1 (1979:I - 1989:IV)	S = 2 (1989:I - 1999:III)	S = 3 (1999:IV - 2010:II)
$u_{s,t}$	-0,05 (-0,053; -0,036)	-0,28 (-0,29; -0,27)	-0,13 (-0,14; -0,12)
$\beta_{s,1}$	0,12 (0,08; 0,15)	0,11 (-0,04; 0,19)	0,53 (0,40; 0,70)
$\beta_{s,2}$	-0,16 (-0,19; -0,14)	0,05 (-0,03; 0,11)	-0,07 (-0,23; 0,07)
$\sigma^2_{n,s}$	2,02 (1,83; 2,30)	2,26 (2,00; 2,70)	0,00 (0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	19,50 (18,60; 20,31)	5,71 (4,70; 6,44)	2,57 (2,00; 3,16)
$\sigma_{n,s} / \sigma_{e,s}$	0,32	0,62	

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

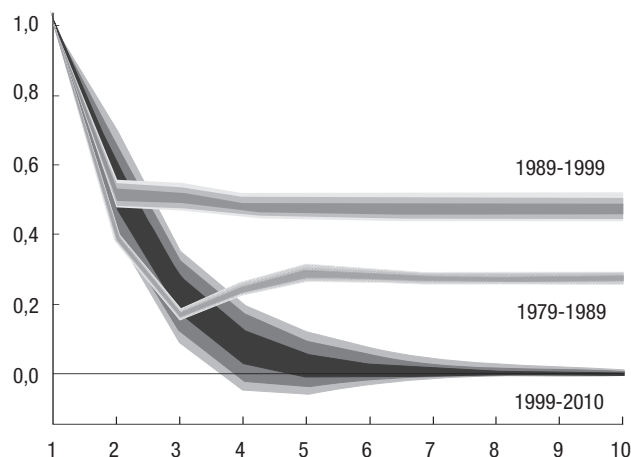
GRÁFICO 2. TENDENCIA DE LARGO PLAZO E INFLACIÓN OBSERVADA, 1979-2010



Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

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.

GRÁFICO 3. FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA EN LOS TRES RÉGIMENES



Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

Si se utiliza el nivel de confianza de 50% (área más oscura), se observa que en el período 1979-1989 el choque inicial de 1 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 diez trimestres considerados en el gráfico. En el período 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 uno-tres 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, 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 período 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, ya que los valores observados en la función impulso-respuesta son sistemáticamente mayores. Ambas resultan no estacionarias, pues el choque no desaparece¹⁶.

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

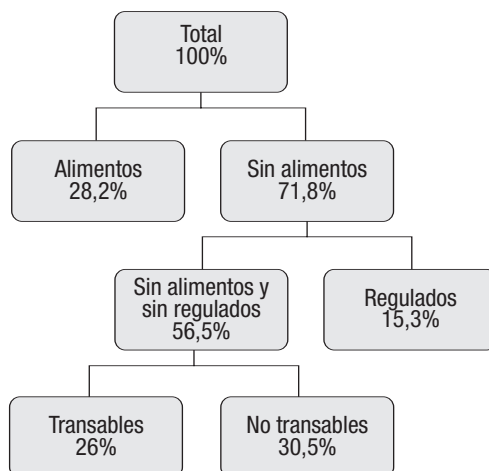
Las proyecciones de inflación adelantadas por el equipo técnico del Banco de la República frecuentemente consideran subconjuntos de productos. Específicamente, como se indica en el Gráfico 4, el llamado *Modelo de mecanismos de transmisión* utiliza diferentes ecuaciones de comportamiento de la inflación 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). El gráfico 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%¹⁷. La construcción de las catego-

¹⁶ Con base en un conjunto amplio de indicadores, Echavarría, López y Misas (2010) concluyen que no existe evidencia contundente sobre el orden de integración de la serie de inflación. La aplicación de la prueba propuesta por Elliott, Rothenberg y Scott (1992) para el período total 1979:I-2010:II no permite rechazar que la serie de inflación total sea $I(1)$; mientras que la prueba propuesta por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) permite rechazar que la serie sea $I(0)$. La aplicación de las dos pruebas anteriores lleva a conclusiones similares cuando se considera la serie de inflación sin alimentos, la de transables y la de no transables (véase sección IV). Sin embargo, Echavarría, López y Misas (2010) no descartan en su trabajo que la serie de inflación sea $I(0)$: a) así lo indica la prueba ADF (entre otras) y b) resulta poco probable que la inflación se aleje permanentemente de su nivel de largo plazo en un régimen de inflación objetivo. De todas formas, el período total considerado en los dos trabajos es diferente y también es distinta la periodicidad de las series (trimestral frente a mensual). Además, los resultados divergentes para las distintas pruebas podrían obedecer a probables no-linealidades en las series. Como se observa en el Gráfico 3, los resultados parecen diferir para los distintos subperíodos.

¹⁷ Para los cálculos se utilizan las cifras provistas en la revisión metodológica del DANE en 2008, con base en la Encuesta de Ingresos y Gastos del 2006-2007. El DANE considera nueve grandes “grupos de gasto” (alimentos, vivienda, vestuario, salud, educación, cultura,

rías en el gráfico lleva a que los bienes transables no incluyan los alimentos cuyos precios son altamente flexibles.

GRÁFICO 4. GRUPOS DE PRODUCTOS EN EL MODELO DE MECANISMOS DE TRANSMISIÓN



Fuente: Hamann (2004).

Para las clasificaciones se parte de las 423 “variedades” utilizadas por el DANE en la construcción del índice del IPC (DANE, 2009); 56 de ellas clasificadas como “alimentos”. La categoría de “regulados” incluye diez variedades, con el mayor peso para el combustible, la energía eléctrica y acueducto, el alcantarillado y aseo.

La categoría “total sin alimentos ni regulados” (115 variedades) se descompuso en 78 transables y 37 no transables, con base en criterios tales como ¿cuán cerca se mueven los precios locales con los precios internacionales en pesos (incluye el efecto de las variaciones en la tasa de cambio)?; ¿cuál es la importancia relativa de las importaciones y las exportaciones en la producción de esa variedad? Y en variedades que representan sustitutos cercanos, ¿cuál es la importancia de los insumos importados o exportados?

transporte, comunicaciones y otros), los cuales, a su vez, se subdividen en “subgrupos” (34), “clases” (88), “gastos básicos” (181) y “artículos o variedades” (423).

Las variedades con mayor peso en la categoría de “transables” son los vehículos, los servicios de telefonía, la higiene corporal y las medicinas. Y las variedades con mayor peso en la categoría de “no transables” son los arrendamientos, las matrículas y las pensiones.

El Gráfico 5 compara el comportamiento del componente permanente y observado para la inflación total (nuevamente), la inflación sin alimentos, la inflación de transables, la inflación de no transables, la inflación de alimentos y de regulados. Las áreas sombreadas reproducen los períodos en que se encontraron cambios importantes *para la inflación total*. Los Cuadros 2 a 6 muestran los resultados de estimación para cada grupo de productos.

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 y regulados, 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 del 2000.

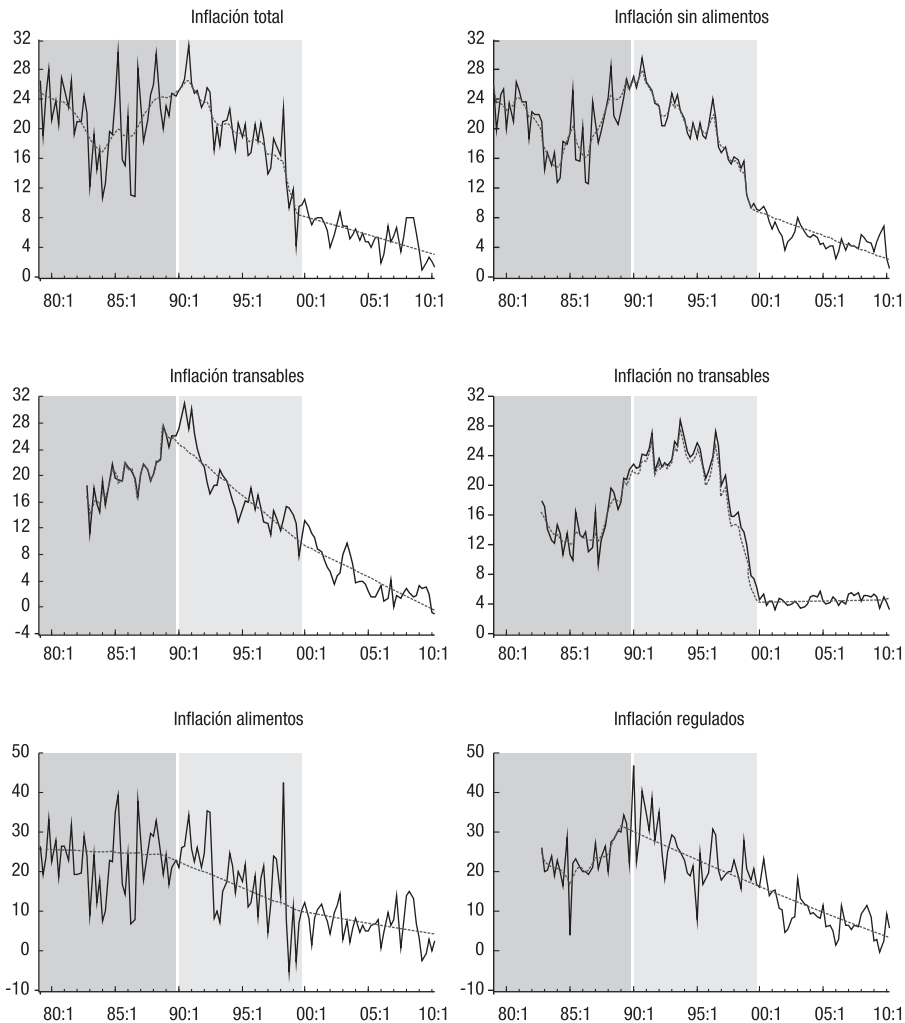
Los Cuadros 2 a 6 muestran que la varianza del componente permanente ($\sigma_{\tau,s}^2$) se redujo a cero en 1999-2010 en los seis grupos de productos, y que en 1979-1989 (especialmente) y en 1989-1999 fue particularmente alta para no transables y para el total sin alimentos.

La varianza del componente transitorio ($\sigma_{\varepsilon,s}^2$) ha descendido período tras período para todas las categorías, excepto para alimentos (con un pico en 1989-1999 en este caso). En términos relativos, resulta mayor para la inflación total que para el total sin alimentos, los transables y los no transables, debido, en buena parte, a la enorme volatilidad de los alimentos. La varianza de este último grupo resulta 3,4 veces la de la inflación total en 1979-1989; 13,1 veces en 1989-1999 y seis veces en 1999-2010. También resulta alta en los tres períodos $\sigma_{\varepsilon,s}^2$ para los bienes regulados.

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.

GRÁFICO 5. INFLACIÓN Y TENDENCIA PARA DIFERENTES GRUPOS DE PRODUCTOS



Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

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

Parámetro	S = 1	S = 2	S = 3
$u_{s,t}$	-0,02 (-0,031; -0,011)	-0,26 (-0,27; -0,24)	-0,12 (-0,13; -0,10)
$\beta_{s,1}$	-0,3 (-0,77; -0,14)	0,57 (0,23; 0,82)	0,46 (0,26; 0,67)
$\beta_{s,2}$	-0,39 (-0,68; -0,30)	-0,07 (-0,35; 0,19)	-0,01 (-0,22; 0,22)
$\sigma^2_{n,s}$	3,5 (2,93; 5,89)	1,84 (1,46; 2,60)	0,00 (0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	4,76 (1,71; 6,02)	1,71 (0,69; 2,46)	2,02 (1,45; 2,71)
$\sigma_{n,s} / \sigma_{e,s}$	0,86	1,04	0,00

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

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

Parámetro	S = 1	S = 2	S = 3
$u_{s,t}$	-0,10 (-0,97; -0,094)	-0,18 (-0,183; -0,180)	-0,13 (-0,129; -0,122)
$\beta_{s,1}$	0,26 (0,25; 0,268)	0,26 (0,256; 0,266)	0,40 (0,38; 0,43)
$\beta_{s,2}$	-0,07 (-0,076; -0,066)	-0,01 (-0,018; 0,01)	-0,05 (-0,08; -0,03)
$\sigma^2_{n,s}$	0,00 (0,00; 0,01)	0,00 (0,00; 0,01)	0,00 (0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	66,60 (66,08; 67,20)	74,90 (74,4; 75,5)	15,30 (14,7; 15,8)
$\sigma_{n,s} / \sigma_{e,s}$	0,00	0,00	0,00

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

CUADRO 4. INFLACIÓN DE REGULADOS, MÁXIMA VEROSIMILITUD (90% DE CONFIANZA)

Parámetro	S = 1	S = 2	S = 3
$u_{s,t}$	0,08 (0,064; 0,082)	-0,31 (-0,3135; -0,309)	-0,29 (-0,297; -0,29)
$\beta_{s,1}$	-0,74 (-0,78; -0,70)	0,01 (-0,004; 0,016)	0,55 (0,51; 0,58)
$\beta_{s,2}$	-0,39 (-0,42; -0,36)	0,10 (-0,088; 0,108)	-0,05 (-0,08; -0,016)
$\sigma^2_{n,s}$	1,56 (1,45; 1,58)	0,00 (0,00; 0,01)	0,00 (0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	11,99 (11,24; 12,86)	35,01 (34,53; 35,59)	10,68 (10,18; 11,18)
$\sigma_{n,s} / \sigma_{e,s}$	0,36	0,00	0,00

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

CUADRO 5. INFLACIÓN DE BIENES TRANSABLES, MÁXIMA VEROSIMILITUD (90% DE CONFIANZA)

Parámetro	S = 1	S = 2	S = 3
$u_{s,t}$	0,27 (0,25; 0,29)	-0,41 (-0,42; -0,40)	-0,25 (-0,27; -0,24)
$\beta_{s,1}$	-1,33 (-1,38; -1,28)	0,68 (0,56; 0,82)	0,65 (0,50; 0,84)
$\beta_{s,2}$	-0,72 (-0,75; -0,68)	0,04 (-0,10; 0,15)	0,03 (-0,17; 0,20)
$\sigma^2_{n,s}$	2,68 (2,16; 3,24)	0,00 (0,00; 0,01)	0,00 (0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	0,00 (0,00; 0,01)	3,79 (3,18; 4,37)	2,49 (1,95; 3,09)
$\sigma_{n,s} / \sigma_{e,s}$	-	0,00	0,00

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

CUADRO 6. INFLACIÓN DE BIENES NO TRANSABLES, MÁXIMA VEROSIMILITUD (90% DE CONFIANZA)

Parámetro	S = 1	S = 2	S = 3
$u_{s,t}$	0,05 (0,02; 0,08)	-0,2 (-0,70; -0,14)	0,00 (-0,03; 0,02)
$\beta_{s,1}$	-1,01 (-1,18; -0,26)	0,94 (0,60; 1,9)	0,04 (-0,26; 0,31)
$\beta_{s,2}$	-0,78 (-0,98; -0,30)	-0,01 (-0,98; 0,20)	-0,01 (-0,26; 0,25)
$\sigma_{n,s}^2$	3,91 (2,69; 4,74)	3,31 (0,01; 4,37)	0,00 (0,00; 0,01)
$\sigma_{e,s}^2$	0,46 (0,01; 2,27)	0,87 (0,01; 5,08)	2,5 (1,71; 3,40)
$\sigma_{n,s} / \sigma_{e,s}$	2,92	1,95	0,00

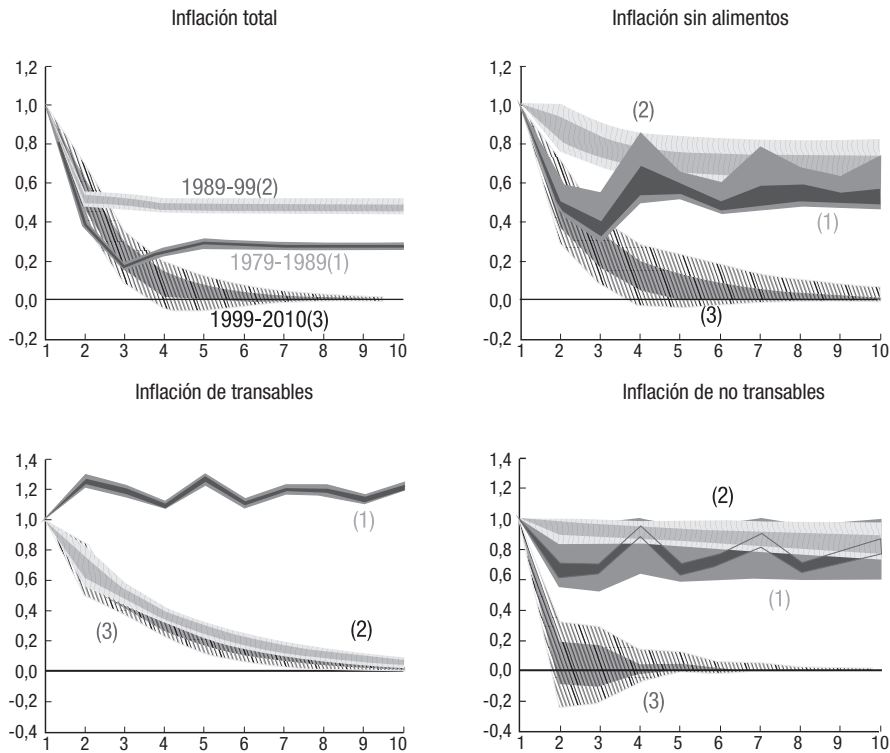
Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

El Gráfico 6 muestra las funciones impulso-respuesta para cuatro categorías de productos, y el Gráfico 7 considera los casos de alimentos y regulados, con intervalos de confianza de 60% y 90%. En la discusión solo se considera el intervalo al 60% (área 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 2-3 para no transables y alimentos, hacia el 4 para el total, hacia el 5 para el total sin alimentos, hacia el 7 para regulados y hacia el mes 10 para transables.

Por otra parte, en tres de los cuatro paneles del Gráfico 6, 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 período. Ello sugiere que la modificación más importante en el régimen cambiario ocurrió en 1989, cuando se abandonó el *crawling-peg* (vigente desde 1967) y no en 1999, cuando se abandonó la *banda cambiaria*. En el Gráfico 7 se observa una persistencia baja y similar en los tres períodos para alimentos, y más baja desde 1979-1989 para regulados.

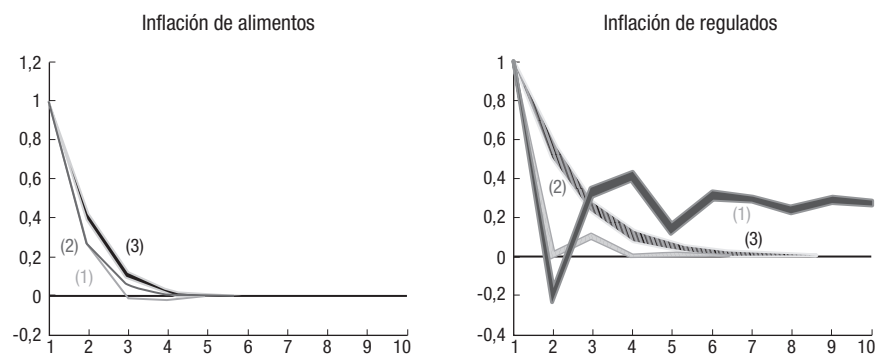
La menor persistencia se observa para alimentos. La persistencia de la inflación sin alimentos es mayor que la de la inflación total en 1979-1989 y en 1989-1999, con patrones relativamente similares en 1999-2010. Tampoco se presenta un patrón único cuando se compara la persistencia para transables y no transables. La inflación de no transables es muy persistente en 1979-1989 y en 1989-1999, pero muy poco persistente en 1999-2010; mientras que la inflación de transables ha sido relativamente persistente en los tres períodos (especialmente en 1979-1989, durante el régimen de *crawling-peg*); en 1979-1989 y en 1989-1999 converge a cero pero lentamente. Debe recordarse que los bienes transables no incluyen los alimentos, cuyos precios son altamente flexibles.

GRÁFICO 6. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA PARA DIFERENTES GRUPOS DE PRODUCTOS



Nota: Los diferentes tonos de gris corresponden a niveles de confianza de 60% (oscuro) y 90%.

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

GRÁFICO 7. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA PARA ALIMENTOS Y REGULADOS

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

V. 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 *et al.*, 2010); debido, posiblemente, 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. Siguiendo a Kang *et al.* (2009), se estima para 1979:I-2010:II un modelo de componentes no observados 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 1999-2010, 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 desinflación terminó y el Banco de la República ha anunciado

una meta de inflación para los próximos años coincidente con la meta de largo plazo fijada desde el 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 2 para no transables, hacia el 4 para el total, hacia el 5 para el total sin alimentos, y hacia el mes 10 para transables. También se sugiere que la modificación más importante en el régimen cambiario ocurrió en 1989, cuando se abandonó el *crawling-peg* (vigente desde 1967) y no en 1999, cuando se abandonó la *banda cambiaria*.

REFERENCIAS

- Altissimo, F., Ehrmann, M., & Smets, F. (2006). *Inflation persistence and price-setting behaviour in the Euro area: A summary of the evidence* (Occasional Paper Series, 46). European Central Bank.
- Andrews, D. W. K., & Chen, H. Y. (1994). Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models with applications to U. S. macroeconomic and financial time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), 187-204.
- Atkeson, A., & Ohanian, L. E. (2001). Are Phillips curves useful for forecasting inflation?, Federal Reserve Bank of Minneapolis. *Quarterly Review*, 25(1), 2-11.
- Benati, L. (2008). *Investigating inflation persistence across monetary regimes* (Working Papers Series N° 85). European Central Bank.
- Clarida, R. H., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.
- Cogley, T., Primiceri, G. E., & Sargent, T. J. (2009). *Inflation-Gap persistence in the U. S.* (Working Paper Series N° 13749). NBER.

- Cogley, T., & Sbordone, A. M. (2006). *Trend inflation and inflation persistence in the new keynesian phillips curve* (Staff Report, 270). Federal Reserve Bank of New York.
- Cogley, T., & Sbordone, A. M. (2008). Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve. *American Economic Review*, 98, 2101-2126.
- DANE. (2009). *Metodología. Índice de precios al consumidor* (Colección Documentos, 62).
- Dornbusch, R., & Fischer, S. (2001). *Moderate inflation* (Working Paper N° 3896). NBER.
- Echavarría, J. J., López, E., & Misas, M. (2010). *La persistencia estadística de la inflación en Colombia* (Borradores de Economía, 648). Banco de la República.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Scott, J. H. (1992). *Efficient tests for an autoregressive unit root* (Working Paper N° 0130). NBER.
- Erceg, C. J., & Levin, A. T. (2001). *Imperfect credibility and inflation persistence*. Federal Reserve Board.
- Fuhrer, J. (2009). Inflation persistence (mimeo).
- Gómez, J., Uribe, J. D., & Vargas, H. (2002). *The implementation of inflation targeting in Colombia* (Borradores de Economía, 202). Banco de la República.
- Hamann, F. (2004). *Bienes transables, no transables y regulados en el Modelo de mecanismos de transmisión* (mimeo). Banco de la República.
- Hernández, A., & Tolosa, J. (2001). *La política monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa* (Borradores de Economía N° 172). Banco de la República.
- Kang, K. H., Kim, C. J., & Morley, J. (2009). Changes in U. S. inflation persistence. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 13(4), 1-21.
- Kozicky, S., & Tinsley, P. A. (2005). Permanent and transitory policy shocks in an empirical macro model with asymmetric information. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1985-2015.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Levin, A. T., & Piger, J. M. (2004). *Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?* (Working Paper N° 334). European Central Bank.
- Mankiw, G. (2001). The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *The Economic Journal*, 111(471), 45-61.

- Mishkin, F. S. (2007). *Monetary policy strategies for Latin America* (pp. 279-308). MIT Press.
- Ocampo, J. A. (2004). *Entre las reformas y el conflicto*. Bogotá: Editorial Norma.
- Pivetta, F., & Reis, R. The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31(4), 1326-1358.
- Robalo Márquez, C. (2004). *Inflation persistence: Facts or artefacts?* Working Paper, 371). European Central Bank.
- Roberts, J. M. (2004). *Monetary policy and inflation dynamics*. Federal Reserve Board, vol. 62.
- Shumway, R. H., & Stoffer, D. S. (2006). *Time series analysis and its applications with R examples*. Nueva York: Springer.
- Sims, C. A. (2001). Comment on Sargent and Cogley's evolving U. S. positive inflation dynamics. *Macroeconomics Annual*, 16, 373-379. NBER.
- Stock, J. H. (2010). *Modeling inflation after the crisis*. Jackson Hole, Bank of Kansas City.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1999). *Forecasting inflation* (Working Paper, 7023). NBER.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2006). *Why has U. S. inflation become harder to forecast?* (Working Paper N° 12324). NBER.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2007). Why has U. S. inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 3-33.
- Svensson, L. E. O. (1999). Inflation targeting: Some extensions. *Scandinavian Journal of Economics*, 101(3), 337-361.
- Vargas, H., González, A., González, E., Romero, J., & Rojas, L. (2009). *Assessing inflationary pressures in Colombia* (Borradores de Economía N° 558). Banco de la República.
- Woodford, M. (2005). *Central bank communication and policy effectiveness* (Working Paper N° 11898). NBER.

Importancia de las rigideces nominales y reales en Colombia: un enfoque de equilibrio general dinámico y estocástico

Pietro Bonaldi
Andrés González
Diego Rodríguez*

* Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco de la República.

I. INTRODUCCIÓN

Este capítulo tiene como objetivo determinar empíricamente cuál combinación de rigideces nominales y reales es necesaria para replicar, con un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE), el ajuste lento de las variables agregadas de la economía colombiana ante choques macroeconómicos. Para esto, estimamos varios modelos DSGE con distintas combinaciones de rigideces nominales y reales. La estimación se hace usando técnicas bayesianas, pues estas nos permiten comparar fácilmente los distintos modelos mediante sus densidades marginales.

Los resultados generales del trabajo indican que los modelos que no incluyen rigideces salariales tienen un menor ajuste que los modelos sin rigidez de precios. Sin embargo, el modelo que tiene ambas rigideces es superior a cualquiera de los modelos con solo una rigidez. Además, las estimaciones de la frecuencia con la cual se ajustan precios y salarios de manera óptima indican que los salarios son más rígidos que los precios, y este resultado se cumple para todos los modelos en los que se estima la rigidez de salarios. Con respecto a las rigideces reales, el ajuste del modelo a los datos está determinado en mayor medida por la existencia de costos de ajuste de la inversión, y la sensibilidad de las respuestas de la inflación y el producto ante un choque de política monetaria depende principalmente de estos costos y de la regla de indexación de precios y salarios.

Cabe anotar que los resultados presentados en este capítulo no son fácilmente comparables con los resultados de trabajos sobre la formación de precios realizados con microdatos¹. Como lo anotan Mackowiak y Smets (2008), no existe una relación directa entre la frecuencia del cambio de precios y la respuesta de los precios y cantidades ante choques macroeconómicos. De hecho, la respuesta de la inflación ante movimientos del producto, o la pendiente de la curva de Phillips neokeynesiana, no solo depende de la frecuencia de los cambios en precios, sino también de la persistencia de los costos marginales, la cual, en un modelo de equilibrio general, depende también de las rigideces reales (véase Fuhrer, 2009, para una

¹ Julio y Zárate (2008) y Julio, Zárate y Hernández (2009) presentan resultados sobre la frecuencia, magnitud y duración de los cambios de precios, usando los datos base para el cálculo del IPC y el IPP en Colombia. Sus resultados muestran que los precios cambian cada 1,8 trimestres en promedio, para el IPP, y cada 2,8 trimestres, para el IPC. Sin embargo, también encuentran gran heterogeneidad en la duración y la frecuencia del cambio de precios a través de los distintos sectores.

discusión detallada). Además, teniendo en cuenta que los DSGE tienen como objetivo empírico capturar la respuesta de las variables agregadas a choques macroeconómicos, se puede argumentar que el mecanismo de fijación de precios presente en el modelo debe explicar cómo responden los precios agregados ante choques y no cómo se fijan los precios a nivel micro. Así, modelos que han mostrado éxito empírico —como los presentados por Gali y Gertler (1999), Smets y Wouters (2003, 2007) y Christiano, Eichenbaum y Evans (2005)— incluyen mecanismos de indexación o componentes *backward-looking* en las reglas de fijación de precios, que implican que todos los precios cambian en cada período, aunque solo una fracción de estos lo hace de manera óptima.

El artículo está organizado de la siguiente forma. En la Sección II se hace una descripción del modelo y se discuten los mecanismos de formación de precios y salarios, así como las reglas de indexación. La Sección III está dedicada a la estimación y se indican las distribuciones *prior* utilizadas. En la Sección IV se discute la relevancia de las distintas fricciones nominales y reales, mediante una comparación de las densidades marginales de los distintos modelos y de sus respectivas funciones de impulso respuesta. La Sección V concluye.

II. EL MODELO

En esta sección se presenta un resumen del modelo propuesto por González, Mahadeva, Prada y Rodríguez (2011) que utilizamos en la estimación. Este es un modelo DSGE neokeynesiano, que incluye un menú de rigideces nominales y reales y que sigue de cerca los trabajos de Smets y Wouters (2003, 2007), Christiano *et al.* (2005) y Adolfson, Laséen, Lindé y Villani (2007). Las fricciones nominales y reales hacen que las funciones de impulso respuesta de los componentes de la demanda agregada ante movimientos de la tasa de interés nominal sean graduales y tengan la forma esperada.

La estructura del modelo se resume en la Figura A1 del Anexo y puede ser descrita, a grandes rasgos, en los siguientes términos. Los hogares rentan capital y trabajo a las firmas, obtienen los beneficios que estas generan, reciben remesas del exterior y se endeudan en el exterior a una tasa de interés que depende del nivel de endeudamiento. En lo concerniente al gasto, adquieren bienes importados y domésticos, unos para el consumo y otros destinados a la inversión, y pagan la deuda previamente adquirida junto con los intereses que esta haya generado. El sector de la

producción está conformado por firmas en competencia monopolística que contratan capital, trabajo y materias primas importadas para elaborar un bien homogéneo. Este bien doméstico es destinado a distintos usos por medio de una tecnología que lo transforma en bienes aptos para el consumo, la inversión, las exportaciones y los servicios de distribución². Los usos del producto doméstico son utilizados como insumos, en tres sectores distintos, por firmas en competencia monopolística que combinan, respectivamente, consumo, inversión y exportaciones con servicios de distribución. Igualmente, los bienes importados son combinados con servicios de distribución por firmas con cierto poder de mercado. En general, la distribución permite que los bienes de consumo e inversión, domésticos e importados, sean adquiridos por los hogares y que las exportaciones sean vendidas en el exterior.

Una diferencia entre el modelo estimado en el presente capítulo y los modelos DSGE estimados por Smets y Wouters (2003, 2007), Christiano *et al.* (2005) y Adolfson *et al.* (2007) es que aquí se incluye explícitamente la distribución de los distintos bienes en la economía. De esta forma, el precio final de los bienes importados está determinado tanto por el precio externo, que sigue un proceso exógeno, como por el costo de su distribución en el mercado doméstico. Así mismo, el precio final de los bienes exportados incluye los costos de distribución. Este mecanismo permite que la transmisión de movimientos de la tasa de cambio a los precios finales sea lenta e incompleta en el horizonte de un ciclo económico. González, Rincón y Rodríguez (2008) y Parra (2008) muestran evidencia a favor de esta hipótesis.

La economía que el modelo describe está habitada por un continuo de hogares de medida unitaria. Estos tienen preferencias por consumo y ocio representadas por medio de una función de utilidad instantánea, aditivamente separable, que contiene hábito externo en el consumo. El parámetro asociado a la formación de hábito y el coeficiente de aversión al riesgo, que influye en el incentivo de los hogares a suavizar su consumo a lo largo del tiempo, permiten controlar la persistencia de la serie de consumo agregado que el modelo genera. Además, los hogares adquieren bienes de inversión que utilizan para acumular capital que rentan a las firmas, y en este proceso enfrentan rigideces reales de dos tipos. Por un lado, el modelo incluye costos de ajuste que dependen del cambio en el nivel de la inversión, siguiendo a Smets y Wouters (2007), lo cual permite capturar la forma de joroba (*hump shape*)

² En el modelo, los servicios de distribución corresponden al margen de comercialización y transporte.

esperada de la respuesta de la inversión a varios choques. Por el otro, la depreciación del capital es endógena y depende positivamente de su nivel de utilización, que es una variable de control determinada por los hogares de manera óptima. El endeudamiento externo es otra fuente de ingreso de los hogares, el cual está sujeto a una tasa de interés que depende positivamente de la desviación de la razón deuda-producto de su nivel de estado estacionario, como proponen Schmitt-Grohé y Uribe (2003). En lo referente al mercado de trabajo, los hogares ofrecen sus variedades diferenciadas en un mercado en competencia monopolística, por lo cual tienen cierto poder de mercado. Además, siguiendo a Erceg, Henderson y Levin (2000), los hogares enfrentan rigideces a la Calvo (1983), de modo que los salarios nominales que no se determinan de manera óptima en un período se fijan mediante una regla de indexación que depende de la inflación pasada. En consecuencia, aunque los salarios son rígidos en el sentido de Calvo, todos los hogares cobran un salario distinto cada período, por lo cual el parámetro que determina las rigideces no puede ser estimado directamente a partir de la frecuencia observada del cambio en salarios.

Este tipo de rigideces nominales también aparece en el modelo en los distintos sectores productivos de la economía. Las firmas que elaboran el producto doméstico a partir de trabajo, capital y materias primas, las que combinan consumo, inversión, exportaciones o bienes importados con distribución, las importadoras de materias primas y las proveedoras de servicios de distribución se encuentran todas en competencia monopolística en sus respectivos mercados y enfrentan rigideces de precios a la Calvo, excepto las que distribuyen las exportaciones. Existe una fracción constante de firmas en cada sector que escoge en cada período el nivel de precios que maximiza sus beneficios. Como ocurre en el mercado de trabajo, las firmas que no fijan sus precios óptimamente los indexan a la inflación pasada. Ahora bien, dada la cadena productiva de la economía, se presenta un encadenamiento de las rigideces nominales. En efecto, las firmas que producen el bien doméstico contratan trabajo y materias primas a salarios y precios rígidos. De manera semejante, las firmas que se encargan de la distribución de otros bienes de la economía, sean estos domésticos o importados, contratan servicios de distribución que también presentan precios rígidos. Dicho encadenamiento tiene implicaciones en la estimación de los parámetros que determinan dichas rigideces, que serán analizadas en la Sección IV.

Como consecuencia del mecanismo de formación de precios del modelo (a la Calvo), la inflación en cada mercado resulta ser una función de los costos margi-

nales presentes, de las expectativas de inflación y de la inflación pasada. Explícitamente, la ecuación

$$\hat{\pi}_t^j = \frac{(1 - \epsilon^j)(1 - \epsilon^j \beta (1 + n)(1 + g)^{1-\sigma})}{\epsilon^j (1 + \beta (1 + n)(1 + g)^{1-\sigma})} \hat{\lambda}_t^j + \frac{\beta (1 + n)(1 + g)^{1-\sigma}}{1 + \beta (1 + n)(1 + g)^{1-\sigma}} E_t \hat{\pi}_{t+1}^j + \frac{1}{1 + \beta (1 + n)(1 + g)^{1-\sigma}} \hat{\pi}_{t-1}^j \quad (1)$$

muestra la versión loglineal de la curva de Phillips neokeynesiana híbrida correspondiente a cualquiera de los mercados previamente mencionados, denotados por medio del índice j , para el caso en que la indexación depende de la inflación pasada³. En esta ecuación las variables endógenas del modelo son $\hat{\pi}^j$, que representa la desviación de la inflación sectorial con respecto a su nivel de estado estacionario y $\hat{\lambda}^j$, la desviación porcentual de los costos marginales con respecto al estado estacionario. En cuanto a los parámetros, $1 - \epsilon^j$ es la proporción de firmas que determinan el precio en forma óptima, β es el factor de descuento intertemporal de los hogares y σ es su coeficiente de aversión relativa al riesgo, $1 + n$ es la tasa de crecimiento de la población y $1 + g$ es la tasa de crecimiento de la productividad de largo plazo.

El modelo tiene dos fuentes de crecimiento exógenas que determinan la senda de crecimiento balanceado en estado estacionario. Estas son la tasa de crecimiento de la población, que se supone constante, y la tasa de crecimiento de la productividad de las horas trabajadas, que sigue un proceso AR(1), con una media correspondiente al valor de la tasa en estado estacionario⁴.

³ Si la regla de indexación depende de la meta de inflación en vez de la inflación pasada, como en uno de los modelos alternativos referidos en la Sección IV, desaparece el rezago de la inflación de la ecuación (1) y, en consecuencia, se obtiene la curva de Phillips neokeynesiana tradicional.

⁴ En el modelo se supone que $\ln(A_{t+1}/A_t) = \ln G_t$ y que $\ln G_{t+1} = \rho \ln(1 + g) + (1 - \rho) \ln G_t + \epsilon_{t+1}$ donde A_t representa la productividad de las horas trabajadas, G_t su tasa de crecimiento y $1 + g$ el valor de esta última en estado estacionario.

En total, el modelo incorpora quince variables exógenas expuestas a choques estocásticos que explican el comportamiento del ciclo económico en Colombia. Todas estas variables siguen procesos AR(1) sujetos a innovaciones que son independientes y siguen una distribución normal con media cero y varianza constante. Estos choques se pueden clasificar entre internos y externos. Entre los choques externos están la demanda externa por las exportaciones colombianas (c^*), la tasa de interés nominal externa (z^{ie}), el precio en dólares de las materias primas importadas (q^{mr}), el precio en dólares de los bienes importados para consumo e inversión (q^m), la inflación externa (π^*) y el flujo de remesas (tr). A nivel interno, el modelo incluye un choque de política monetaria (z^i) y choques a la utilidad marginal del consumo (z^u) y del ocio (z^h); a la productividad en las funciones de producción del bien doméstico (z^q), de las materias primas (z^m), de las exportaciones (z^e) y de los bienes importados (z^n); a la eficiencia de la inversión en la acumulación de capital (z^x) y a la tasa de crecimiento de la productividad de las horas trabajadas (G).

En cuanto a la autoridad monetaria, esta fija la tasa de interés nominal siguiendo una regla de política que tiene un componente de suavizamiento, y responde a las diferencias de la inflación anual con respecto a la meta, cuatro periodos adelante, así como a la desviación del PIB anual con respecto a su nivel de largo plazo. López (2004) encuentra que las reglas que responden a la inflación futura son más eficientes, pues tienen en cuenta el retraso en la transmisión de la política monetaria.

III. DATOS Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

El modelo presentado en la Sección II se estimó mediante métodos bayesianos, usando catorce variables de la economía colombiana. Las variables empleadas en la estimación fueron: las diferencias logarítmicas del PIB real, del consumo total (público y privado), de la inversión, de las exportaciones, de las importaciones de los bienes de consumo e inversión, de las importaciones de materias primas, del salario real, de la demanda externa y de las transferencias. Así mismo, incluimos entre las variables observables las desviaciones de la inflación del IPC con respecto a la inflación meta, la TIB nominal ajustada por las metas de inflación y las series de inflación externa, de materias primas importadas y de bienes de consumo e inversión. Los datos son trimestrales y la muestra empleada va desde 1996:2 hasta 2009:3.

La ecuación de medida de la representación estado espacio de la solución del modelo relaciona las variables observadas con su equivalente en el modelo, suponiendo que no hay errores de medida. Así mismo, dados los supuestos de crecimiento del modelo, se imponen en el vector de constantes de esta ecuación las condiciones del crecimiento balanceado. Es decir, las constantes en las ecuaciones de la primera diferencia de las variables reales del modelo se suponen iguales entre ellas⁵. Por último, las ecuaciones para las inflaciones, los cambios de los logaritmos del salario real y la TIB nominal tienen constantes distintas.

Para la estimación del modelo dividimos el vector de parámetros en dos grupos y, de manera consistente, la estimación se hace en dos etapas. El primer grupo incluye todos los parámetros que afectan el estado estacionario y el segundo está compuesto por aquellos que solo afectan la dinámica de corto plazo del modelo. El primer grupo de parámetros es calibrado siguiendo el método presentado en Bonaldi, González, Prada, Rodríguez y Rojas (2009). De esta forma, escogemos un vector de parámetros que minimice la suma de cuadrados de las diferencias entre veintiuna relaciones de estado estacionario del modelo y la media simple de las mismas relaciones calculadas con los datos trimestrales. El Cuadro 1 presenta las distintas relaciones de largo plazo empleadas para la calibración junto con el valor observado en los datos, su equivalente en el modelo y la respectiva desviación porcentual. Como se puede ver, la máxima desviación porcentual es 5,27%, en valor absoluto. Los valores de los parámetros encontrados en este ejercicio se presentan en el Cuadro A1 del Anexo.

Para estimar los parámetros en el segundo grupo dejamos constante el estado estacionario, es decir, fijamos los parámetros que afectan el estado estacionario en los valores encontrados durante el proceso de calibración. Idealmente, la estimación de los parámetros debería ser conjunta, pues algunos de ellos afectan el largo plazo del modelo y también las dinámicas de este. Un eventual problema de la estimación conjunta es que la función de verosimilitud no necesariamente nos llevaría a las relaciones de estado estacionario presentadas en el Cuadro 1, ya que para el cálculo

⁵ En algunas variables es necesario realizar ajustes adicionales, pues crecen en promedio a tasas superiores a las demás variables de la economía. En estos casos, escalamos las primeras diferencias para que se satisfagan los supuestos de crecimiento balanceado. En desarrollos posteriores del modelo sería conveniente permitir tendencias estocásticas distintas, pero con una tendencia estocástica común que volvería estacionario el modelo teórico. Trabajos en esta línea han sido presentados por Andrieu (2008), Andrieu, Hledik, Kamenik y Vlcek (2009) y Canova (2009).

de esta función incluimos solo un subconjunto de las variables potencialmente observables, mientras que en la calibración del estado estacionario se consideran las razones de largo plazo de un conjunto de variables mayor.

CUADRO 1. RESULTADOS DE LA CALIBRACIÓN

Razones	Datos	Modelo	Desviación
Consumo / PIB	0,80	0,80	-0,70%
Inversión / PIB	0,23	0,23	-1,27%
Exportaciones / PIB	0,18	0,18	0,37%
Importaciones (sin materias primas) / PIB	0,15	0,15	0,79%
Transferencias / PIB	0,03	0,03	-0,74%
Consumo doméstico / Consumo total	0,89	0,89	-0,26%
Consumo importado / Consumo total	0,11	0,11	2,10%
Inversión doméstica / Inversión total	0,74	0,74	-0,42%
Inversión importada / Inversión total	0,26	0,26	1,21%
Inversión doméstica / PIB	0,17	0,17	-1,68%
Consumo doméstico / PIB	0,72	0,71	-0,96%
Distribución de las importaciones/ Importaciones	0,21	0,20	-4,24%
Import. en puerto / Import. con distribución	0,79	0,78	-1,41%
Inversión importada / Importaciones	0,40	0,40	-0,55%
Consumo importado / Importaciones	0,60	0,60	0,37%
Oferta de trabajo	0,30	0,30	0,59%
Materias primas / PIB	0,10	0,09	-5,29%
Importaciones totales en puerto / PIB	0,21	0,21	-3,71%
Consumo doméstico sin distribución / Consumo doméstico	0,92	0,91	-1,44%
Inversión doméstico sin distribución / Inversión doméstica	0,94	0,94	0,02%
Exportaciones sin distribución / Exportaciones	0,86	0,86	-0,11%

Los parámetros estimados fueron $\epsilon^q, \epsilon^m, \epsilon^w, \psi^x$ y las varianzas de los quince choques del modelo. ϵ^q denota la proporción de firmas que no ajustan los precios de manera óptima en cuatro sectores distintos, a saber, en la producción del bien doméstico, en la producción de bienes de consumo, en la producción de bienes

de inversión y en la producción de servicios de distribución. ϵ^m es la proporción correspondiente en la distribución de bienes importados para consumo e inversión y de materias primas importadas. ϵ^w es la proporción de hogares que no ajustan sus salarios de manera óptima. Por último, ψ^x mide la intensidad de los costos de ajuste de la inversión. El Cuadro 2 muestra las distribuciones *prior* empleadas, junto con los valores de los hiperparámetros, la media y la desviación estándar.

CUADRO 2. DISTRIBUCIONES *PRIOR* DE LOS PARÁMETROS ESTIMADOS

Parámetros	Distribución <i>prior</i>	Límite inferior	Límite superior	Media <i>prior</i>	Desviación estándar <i>prior</i>
ϵ^q	Uniforme	0,0	1,0	0,5	0,2887
ϵ^m	Uniforme	0,0	1,0	0,5	0,2887
ϵ^w	Uniforme	0,0	1,0	0,5	0,2887
ψ^x	Uniforme	0,0	1,0	0,5	0,2887
σ^*	Uniforme	0,0	5,0	2,5	1,4434

σ representa la desviación estándar de cualquiera de los choques del modelo, que tienen la misma distribución *prior*.

Dado que el objetivo principal del presente capítulo es determinar la importancia de las distintas rigideces nominales y reales para explicar el comportamiento de las variables económicas, fijamos en 0,5 las persistencias de los procesos estocásticos de las variables exógenas, lo que implica que los choques macroeconómicos se diluyen en más o menos ocho trimestres. De igual forma, mantenemos constantes los valores de los parámetros de la regla de política y de la semielasticidad de la tasa de interés externa con respecto a la razón deuda-PIB. Al fijar estos parámetros nos enfocamos en el impacto que tendría eliminar una rigidez nominal o real sobre el ajuste y la dinámica de corto plazo del modelo. Estas restricciones pueden alterar el valor de los parámetros de interés, dado que los parámetros que se mantienen fijos afectan también la persistencia del modelo. En otras palabras, pueden existir problemas de identificación débil en el modelo, como los reportados por Canova y Sala (2009).

IV. ¿QUÉ RIGIDECES NOMINALES Y REALES SON MÁS IMPORTANTES PARA EL AJUSTE DEL MODELO?

El objetivo de esta sección es establecer la importancia de las distintas rigideces nominales y reales para el ajuste empírico del modelo. Para tal fin, comparamos las densidades marginales y las funciones impulso respuesta de seis modelos con las del modelo base presentado en la Sección II. Cada uno de los modelos alternativos presenta una variación frente al modelo base. En el primer modelo suponemos precios domésticos flexibles ($\epsilon^q = 0$); en el segundo, salarios nominales flexibles ($\epsilon^w = 0$); en el tercero, flexibilidad de precios en los bienes importados ($\epsilon^m = 0$); en el cuarto cambiamos la regla de indexación por una en la cual los precios y salarios se ajustan siguiendo la meta de inflación y no la inflación pasada y, por último, en los dos modelos restantes cambiamos las rigideces reales y mantenemos las rigideces nominales. De esta forma, el quinto modelo no tiene costos de ajuste de la inversión ($\psi_x = 0$) y el sexto no incluye una utilización variable del capital, por lo cual la tasa de depreciación del capital es constante.

El Cuadro 3 muestra la media, la desviación estándar, la moda y las regiones HPD (*highest posterior density*) al 90% de la distribución posterior de los parámetros estimados del modelo base, e incluye también, para fines comparativos, la desviación estándar de las distribuciones *prior*. Dada la contracción de la desviación estándar de la distribución posterior con respecto a la de la distribución *prior*, los resultados obtenidos indican que la muestra es informativa sobre los parámetros estimados.

Según los resultados de la estimación del modelo base, la probabilidad de no ajustar óptimamente los precios de los bienes producidos domésticamente está entre 0,32 y 0,4, lo que implica que estos precios se ajustan de manera óptima cada 1,6 trimestres, en promedio. La estimación del parámetro de Calvo para los bienes importados está entre 0,25 y 0,34, por lo tanto, los precios se ajustan de manera óptima, en promedio cada 1,4 trimestres. Por último, el parámetro de Calvo para los salarios está entre 0,37 y 0,53, lo que implica que el ajuste óptimo de salarios se da cada 1,8 trimestres⁶.

⁶ Los cálculos de la frecuencia del ajuste óptimo se realizan utilizando la media de las distribuciones posteriores de los parámetros.

CUADRO 3. DISTRIBUCIÓN POSTERIOR DE LOS PARÁMETROS ESTIMADOS EN EL MODELO BASE

Parámetros	Desviación estándar <i>prior</i>	Moda posterior	Media posterior	HPD 90%	Desviación estándar posterior
ϵ^q	0,2887	0,3636	0,3615	0,3208 - 0,4018	0,0182
ϵ^m	0,2887	0,4390	0,4547	0,3767 - 0,5333	0,0265
ϵ^w	0,2887	0,2987	0,3021	0,2554 - 0,3450	0,0172
ψ^x	0,2887	0,3229	0,3326	0,2352 - 0,4304	0,0574
σ^{c*}	1,4434	0,0052	0,0054	0,0036 - 0,0073	0,0010
σ^g	1,4434	0,0055	0,0057	0,0040 - 0,0075	0,0010
$\sigma^{\pi*}$	1,4434	0,0145	0,0149	0,0125 - 0,0173	0,0014
σ^{qm}	1,4434	0,0929	0,0963	0,0795 - 0,1123	0,0092
σ^{qmr}	1,4434	0,1545	0,1591	0,1313 - 0,1881	0,0159
σ^{tr}	1,4434	0,1805	0,1851	0,1558 - 0,2143	0,0174
σ^{z^c}	1,4434	0,0392	0,0402	0,0334 - 0,0466	0,0038
σ^{z^h}	1,4434	0,4280	0,4819	0,3058 - 0,6584	0,0651
σ^{z^j}	1,4434	0,0285	0,0293	0,0246 - 0,0343	0,0029
$\sigma^{z^{ke}}$	1,4434	0,0337	0,0346	0,0289 - 0,0406	0,0034
σ^{z^m}	1,4434	0,0925	0,0951	0,0790 - 0,1108	0,0092
σ^{z^q}	1,4434	0,0285	0,0294	0,0227 - 0,0353	0,0033
σ^{z^m}	1,4434	0,4812	0,4938	0,4120 - 0,5743	0,0470
σ^{z^u}	1,4434	0,0902	0,0929	0,0764 - 0,1105	0,0097
σ^{z^x}	1,4434	0,0561	0,0580	0,0467 - 0,0687	0,0065

Nota: Los momentos de la distribución posterior y la densidad marginal del modelo se calculan usando una muestra aleatoria de la distribución posterior de tamaño 100.000. Para obtener esta muestra usamos el algoritmo *random walk Metropolis-Hastings* con distribución de propuesta normal multivariada, que es un caso particular del *Markov chain Monte Carlo* (MCMC). El MCMC se calibró de tal forma que la tasa de aceptación estuviera alrededor del 30%. Para tal fin, se inicializó el MCMC en la moda de la distribución posterior y la varianza de la distribución de propuesta se hizo proporcional al inverso de la matriz hessiana de la distribución posterior evaluada en la moda.

Los valores estimados de los parámetros de Calvo son inferiores a los reportados por Smets y Wouters (2007) para Estados Unidos, así como a los encontrados en Adolfson *et al.* (2007) para Suecia. Existen varias razones que pueden explicar este resultado. La primera explicación está en la estructura misma del modelo, pues en este las rigideces nominales se amplifican a través de la cadena productiva, toda vez que los precios de los insumos y de los bienes producidos, distribuidos y consumidos están sujetos a rigideces nominales. Este encadenamiento de las rigideces nominales no forma parte de los modelos estimados en los artículos arriba mencionados, los cuales siguen más de cerca el modelo nekeynesiano tradicional. Una segunda explicación la dan Taylor (2000) y Devereux y Yetman (2002), quienes sugieren que la frecuencia con la que las firmas determinan sus precios en forma óptima debe aumentar en función del nivel de la inflación. Así pues, es de esperarse que esta frecuencia sea más alta en Colombia que la reportada para Estados Unidos y Suecia, países con menores niveles de inflación.

El Cuadro 4 contiene las medias de las distribuciones posteriores de los parámetros estimados para los siete modelos, junto con la densidad marginal para cada uno de ellos⁷. Al comparar el valor de la densidad marginal entre modelos, es posible ver cuál es el efecto que tiene eliminar alguna de las rigideces nominales o reales sobre el ajuste del modelo. De acuerdo con esta comparación, la rigidez más relevante es la de los salarios, pues al eliminarla se obtiene el menor valor de la distribución marginal, la cual pasa de 1.404,9, en el modelo base, a 1.317,6. La segunda rigidez nominal más importante resulta ser la de los precios domésticos, con una reducción de sesenta puntos en la distribución marginal frente al modelo base.

Al cambiar la regla de indexación para que el ajuste de precios y salarios no óptimo dependa de la meta de inflación y no de la inflación pasada, encontramos que el valor de la densidad marginal se mantiene casi inalterado frente al modelo base: 1.404 frente a 1.404,9. De este resultado se podría concluir que el tipo de indexación es irrelevante para el ajuste del modelo; sin embargo, los valores de los parámetros de las rigideces nominales son más altos en el modelo con indexación a la meta que en el modelo base. Lo anterior sugiere que podría haber problemas de identificación como los expuestos por Canova y Sala (2009), que cuestionan las conclusiones que puedan derivarse de la comparación entre las dos reglas de indexación.

⁷ La densidad marginal del modelo es proporcional a la probabilidad de que el modelo haya generado los datos.

**CUADRO 4. MEDIAS DE LAS DISTRIBUCIONES POSTERIORES Y DENSIDADES MARGINALES
DE LOS MODELOS ESTIMADOS**

Parámetros	Modelo base	$\epsilon^q = 0$	$\epsilon^w = 0$	$\epsilon^m = 0$	$\psi^x = 0$	Indexación a la meta	Depreciación exógena
ϵ^q	0,3615	-	0,3770	0,3780	0,2947	0,5163	0,4126
ϵ^m	0,4547	0,6188	-	0,4411	0,5862	0,5957	0,4903
ϵ^w	0,3021	0,3435	0,2896	-	0,3173	0,4564	0,3086
ψ^x	0,3326	0,2558	0,4225	0,3104	-	0,3742	0,3734
σ^{c*}	0,0054	0,0054	0,0053	0,0057	0,0054	0,0055	0,0051
σ^g	0,0057	0,0057	0,0056	0,0055	0,0058	0,0058	0,0060
$\sigma^{\pi*}$	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149
σ^{qm}	0,0963	0,1028	0,0987	0,0905	0,0864	0,0937	0,0955
σ^{qmr}	0,1591	0,1777	0,1544	0,1081	0,1757	0,1868	0,1612
σ^{lr}	0,1851	0,1847	0,1855	0,1847	0,1841	0,1849	0,1844
σ^{z^e}	0,0402	0,0385	0,0400	0,0370	0,0400	0,0425	0,0408
σ^{z^h}	0,4819	1,1247	0,1581	0,4588	1,0198	0,9585	0,5737
σ^{z^j}	0,0293	0,0331	0,0333	0,0288	0,0289	0,0238	0,0301
$\sigma^{z^{hc}}$	0,0346	0,0311	0,0339	0,0319	0,0386	0,0371	0,0362
σ^{z^m}	0,0951	0,1002	0,0944	0,0850	0,0995	0,1113	0,0964
σ^{z^q}	0,0294	0,0182	0,0334	0,0296	0,0238	0,0485	0,0315
$\sigma^{z^{rm}}$	0,4938	0,4594	0,5003	0,4899	0,4810	0,5603	0,5179
$\sigma^{z^{w}}$	0,0929	0,1062	0,0924	0,0902	0,0921	0,0938	0,0854
σ^{z^x}	0,0580	0,0663	0,0613	0,0553	0,0363	0,0596	0,0579
Densidad marginal	1.404,9	1.345	1.317,6	1.369	1.404	1.357,6	1.400,7

Con respecto a la importancia de las rigideces reales, encontramos que la más importante es la de costos de ajuste a la inversión, con una reducción de 47 en la densidad marginal con respecto a la del modelo base. En cambio, la ausencia de depreciación endógena no afecta significativamente el ajuste del modelo y se reduce en solo 4 la densidad marginal, en concordancia con lo obtenido por Smets y Wouters (2007). Vale la pena resaltar que al eliminar las rigideces reales se obtienen valores más altos para los parámetros de las rigideces nominales. Este resultado concuerda con lo presentado en Mackowiak y Smets (2008) y Fuhrer (2009), según los cuales se puede dar una compensación entre los mecanismos que determinan la persistencia inflacionaria.

Por último, encontramos que en todos los casos en los que se estimó la rigidez de salarios, el valor del parámetro correspondiente es mayor que el de los parámetros que determinan las rigideces de precios. Además, los resultados muestran que las rigideces de precios domésticos son mayores que las rigideces de precios de los bienes importados en todos los modelos, excepto en el que no se incluyen costos de ajuste a la inversión, en el cual ambos parámetros valen 0,3 aproximadamente.

Los resultados hasta ahora presentados analizan la importancia de las rigideces nominales y reales para el ajuste empírico del modelo. Sin embargo, con estos resultados no podemos juzgar su efecto sobre las dinámicas de corto plazo. Para este fin, comparamos las funciones impulso respuesta de los distintos modelos. El Gráfico 1 muestra las respuestas de la inflación del bien final de consumo, del PIB real y de la tasa de política ante un choque de política monetaria de una desviación estándar. En términos generales, se puede ver que las respuestas de la inflación y el producto dependen en gran medida de las rigideces activas.

Como se ve en el Gráfico 1, tanto en los modelos con precios flexibles como en el modelo sin depreciación endógena se observan respuestas similares a las del modelo base. En este último la máxima repuesta de la inflación y del PIB ante el choque monetario es una reducción de 50 pb y de 15 pb, respectivamente, ante un aumento de 60 pb en la tasa de interés nominal. La única diferencia que valdría la pena resaltar es que la inflación cae 30 pb más en el modelo con precios domésticos flexibles que en el modelo base, como es de esperarse.

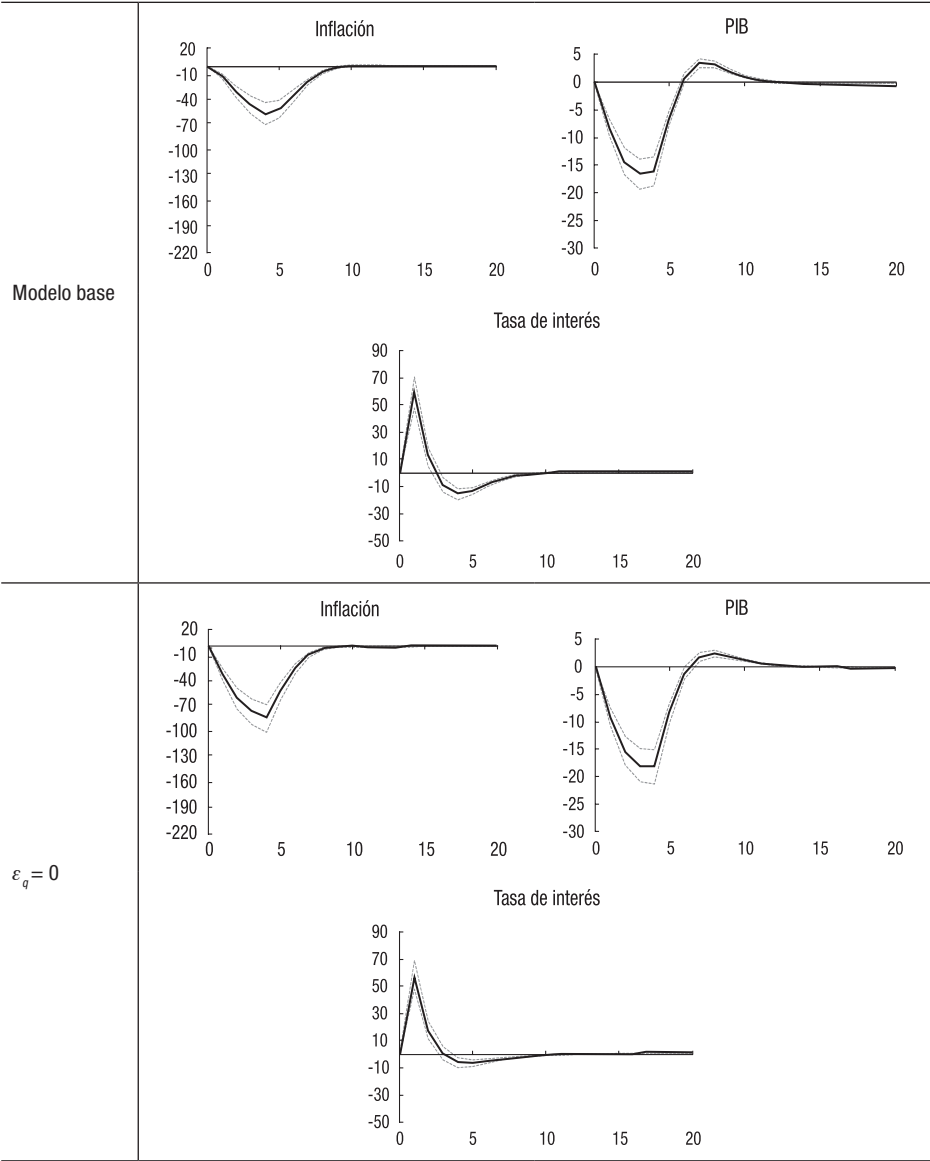
Por otro lado, las respuestas de la inflación y del PIB a este mismo choque en los modelos con salarios flexibles difieren significativamente de las del modelo base. En el modelo con salarios flexibles, ante un aumento de 4 pb en la tasa de interés, la respuesta en la inflación y en el PIB es una caída de 170 pb y 20 pb, respectivamente. La sensibilidad de la inflación y el PIB a movimientos en la tasa de interés concuerda con el resultado que se muestra en el Cuadro 4, según el cual este modelo tiene la menor probabilidad de haber generado los datos.

Una posible explicación de las diferencias en las dinámicas de los modelos con precios y salarios flexibles es que el precio del bien final de consumo es igual a su costo marginal, el cual es un ponderado de los precios de los factores a lo largo de la cadena productiva. En esta ponderación, el salario recibe el peso más alto y los precios de los insumos importados, el menor, por lo tanto, aunque los precios de la producción doméstica o de los importados sean flexibles, si los salarios no lo son, el costo marginal del bien de consumo final hereda una alta persistencia que se transmite, a su vez, a la inflación.

Cuando la indexación se realiza a la meta y no a la inflación pasada, las dinámicas de la inflación y del PIB son significativamente distintas de las del modelo base. En este caso, la inflación se reduce en 20 pb menos que en el modelo base, mientras que el producto cae 10 pb adicionales. Esto se debe a que en la estimación del modelo con indexación a la meta se obtuvieron los valores más altos para los parámetros de las rigideces nominales, lo que implica una mayor respuesta del producto ante el choque monetario.

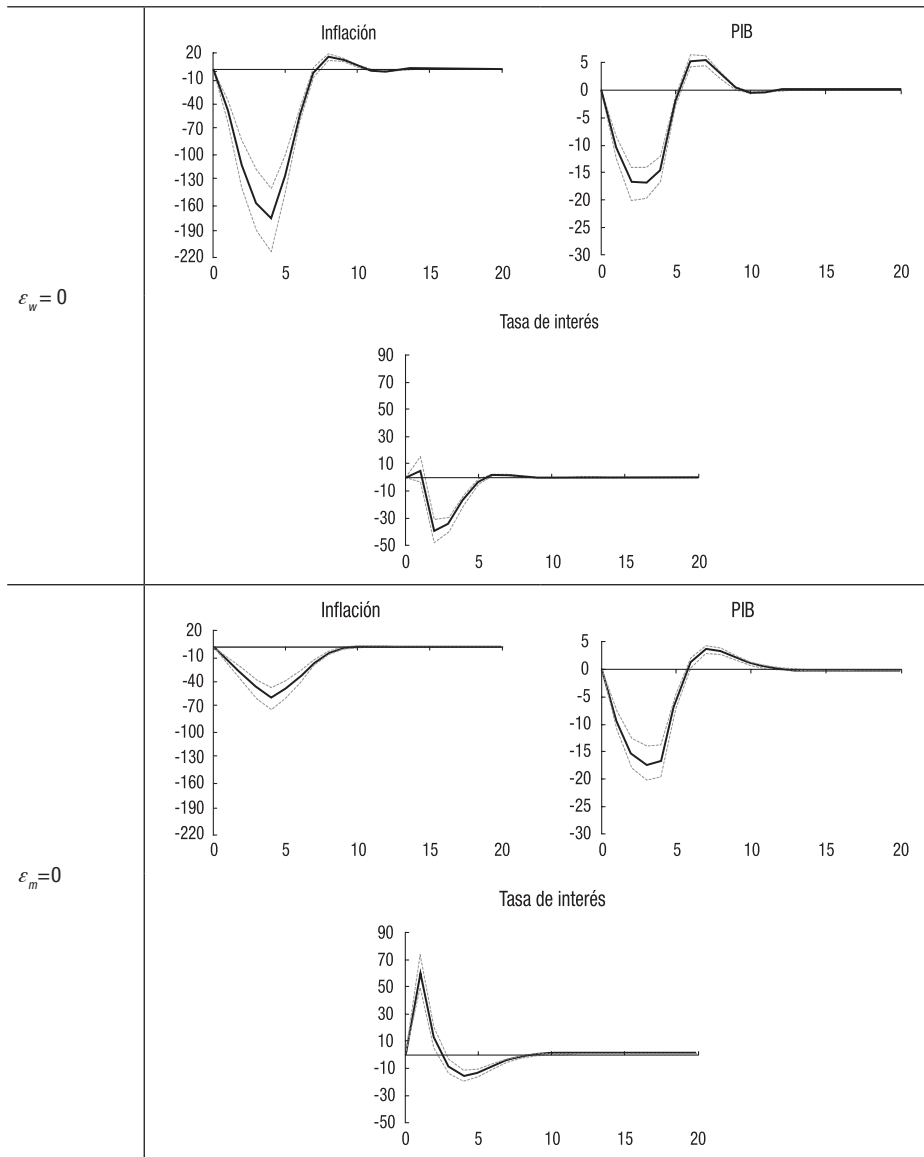
Finalmente, el efecto de eliminar los costos de ajuste de la inversión es una mayor y más rápida contracción del PIB que la que se da en el modelo base. Sin embargo, la reacción de la inflación es similar en los dos modelos. Hay dos explicaciones posibles para este resultado. Primero, el valor de ϵ^w aumenta, frente al modelo base, lo que implica una mayor rigidez en los costos marginales. Segundo, al hacer $\psi^x = 0$, el ajuste por cantidades es menos costoso.

GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE MODELOS ESTIMADOS



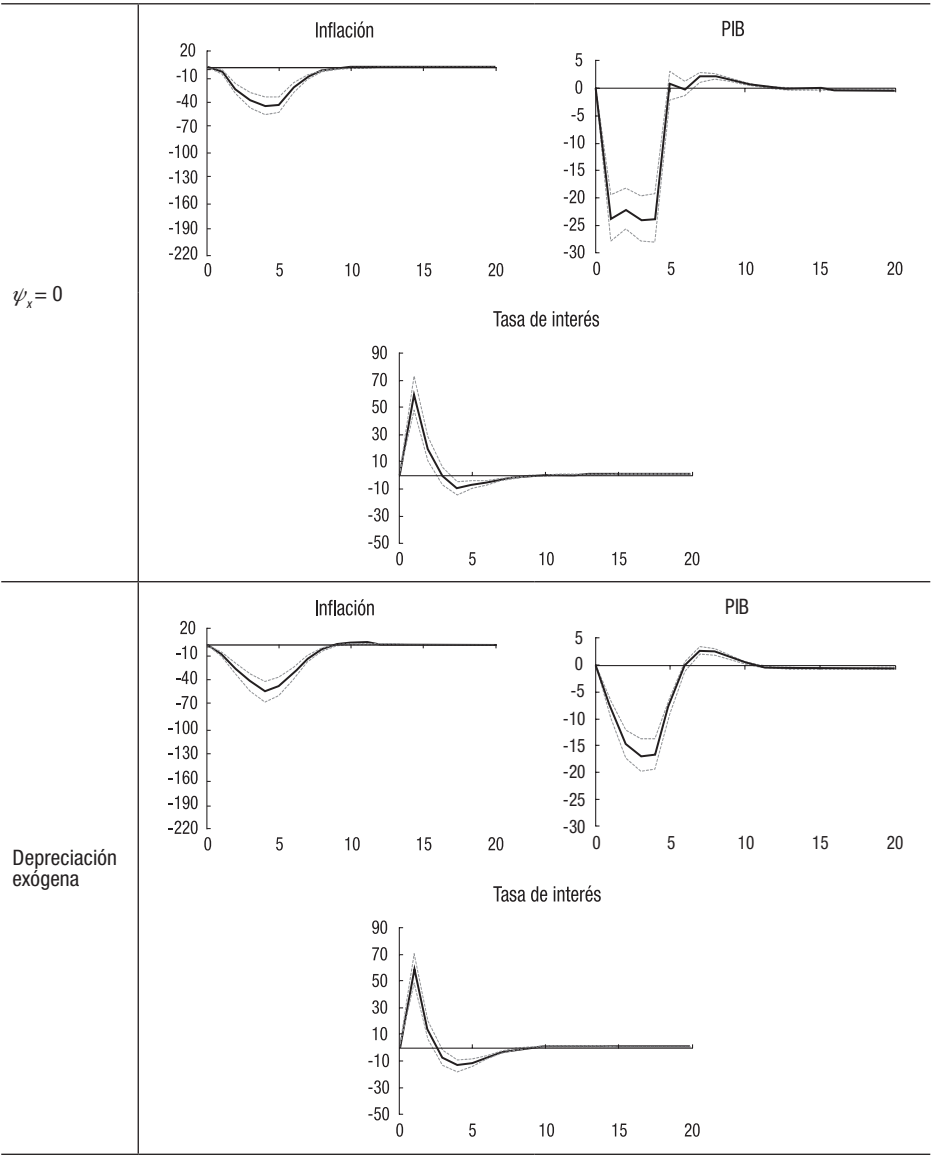
(Continúa)

**GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE
MODELOS ESTIMADOS (continuación)**



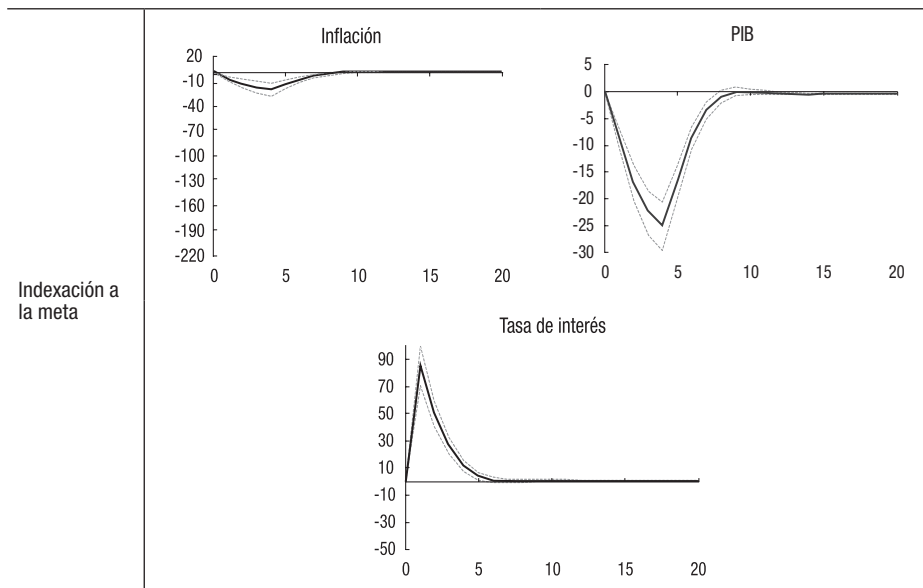
(Continúa)

**GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE
MODELOS ESTIMADOS (continuación)**



(Continúa)

**GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE
MODELOS ESTIMADOS (continuación)**



V. CONCLUSIONES

En este capítulo se estimó un conjunto de modelos DSGE con distintas combinaciones de rigideces nominales y reales, con el objetivo de estudiar la importancia relativa en el ajuste empírico y la dinámica de corto plazo de las distintas rigideces. Los principales resultados obtenidos se resumen a continuación.

En general, las rigideces nominales y reales resultan relevantes, bien sea para determinar el ajuste empírico del modelo o las dinámicas de corto plazo, excepto la depreciación endógena. En detalle, el ajuste del modelo está determinado, en orden de importancia, por la rigidez de salarios, la rigidez de los precios domésticos, los costos de ajuste a la inversión y la rigidez de precios de importados. Con respecto a las dinámicas, la sensibilidad ante el choque de política depende en mayor medida de las rigideces de salarios, del tipo de indexación de precios y salarios y de los costos de ajuste de la inversión.

REFERENCIAS

- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.
- Andrle, M. (2008). *The role of trends and detrending in DSGE models* (MPRA Paper N° 13289). University Library of Munich, Germany.
- Andrle, M., Hledik, T., Kamenik, O., & Vlcek, J. (2009). *Implementing the new structural model of the Czech National Bank* (Working Papers N° 2). Research Department, Czech National Bank.
- Bonaldi, P., González, A., Prada, J. D., Rodríguez, D. A., & Rojas, L. E. (2009). *Método numérico para la calibración de un modelo DSGE* (Borradores de Economía N° 548). Banco de la República de Colombia.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Canova, F. (2009). *Bridging cyclical DSGE models and the raw data*. Mimeo.
- Canova, F., & Sala, L. (2009). Back to square one: Identification issues in DSGE models. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 431-449.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.
- Devereux, M. B., & Yetman, J. (2002). Menu costs and the long-run output-inflation trade-off. *Economics Letters*, 76(1), 95-100.
- Erceg, C. J., Henderson, D. W., & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281-313.
- Fuhrer, J. (2009). *Inflation persistence*. Mimeo, Federal Reserve Bank of Boston.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- González, A., Mahadeva, L., Prada, J. D., & Rodríguez, D. A. (2011). *Policy analysis tool applied to Colombian needs: PATACON. Model description*. (Borradores de Economía N° 656). Banco de la República de Colombia.
- González, A., Rincón, H., & Rodríguez, N. (2008). *La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación* (Borradores de Economía N° 532). Banco de la República de Colombia.
- Julio, J. M., & Zárate, H. M. (2008). *The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI micro data* (Borradores de Economía N° 483). Banco de la República de Colombia.

- Julio, J. M., Zárate, H. M., & Hernández, M. D. (2009). *The stickiness of Colombian consumer prices* (Borradores de Economía N° 578). Banco de la República de Colombia.
- López, P. (2004). *Efficient policy rule for inflation targeting in Colombia*. Ensayos Sobre Política Económica (ESPE).
- Mackowiak, B. A., & Smets, F. (2008). *On implications of micro price data for macro models* (Discussion Papers N° 6961). CEPR.
- Parra, A. (2008). *Sensibilidad del IPC a la tasa de cambio en Colombia: una medición de largo plazo* (Borradores de Economía N° 542). Banco de la República de Colombia.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.
- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175.
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.

ANEXO

FIGURA A1. ESTRUCTURA DEL MODELO

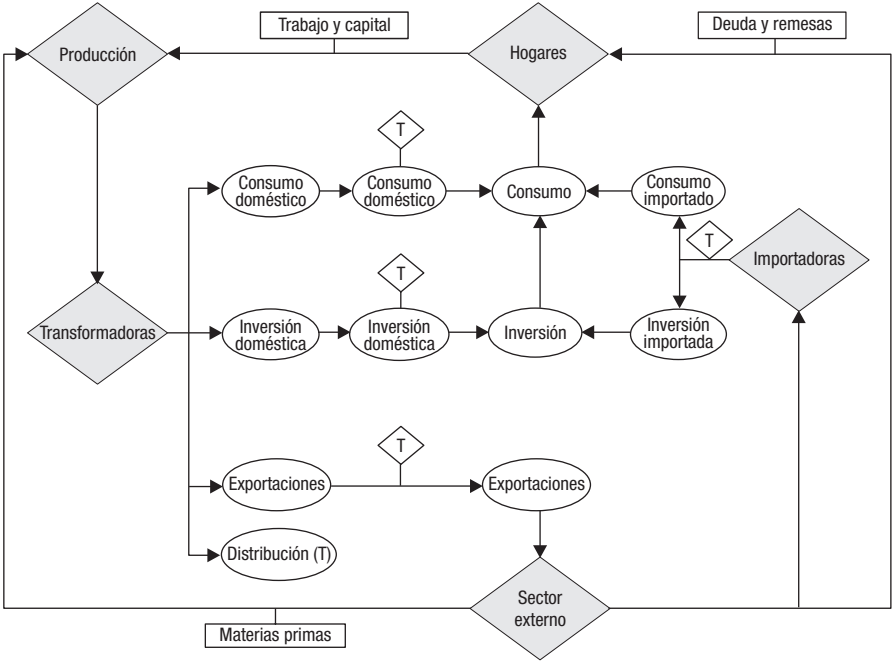
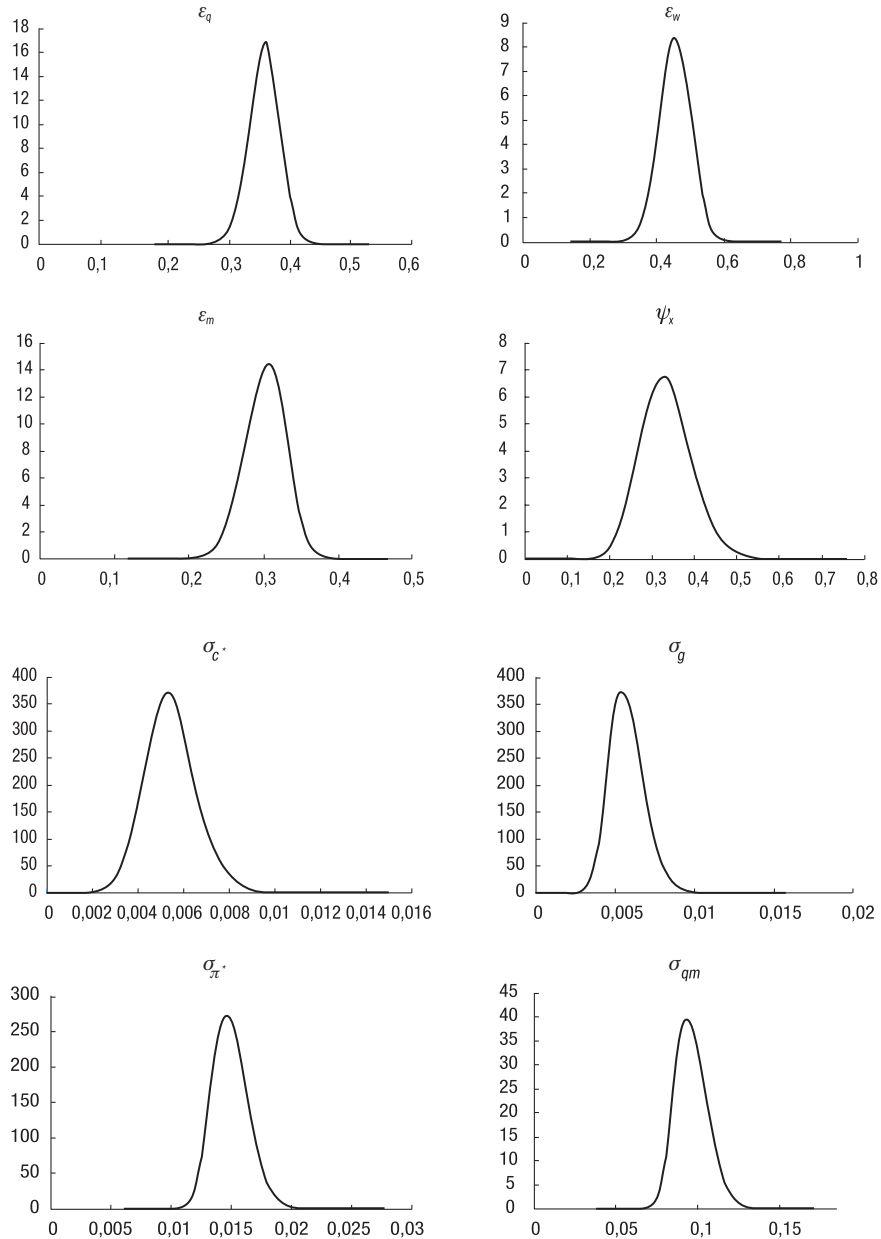
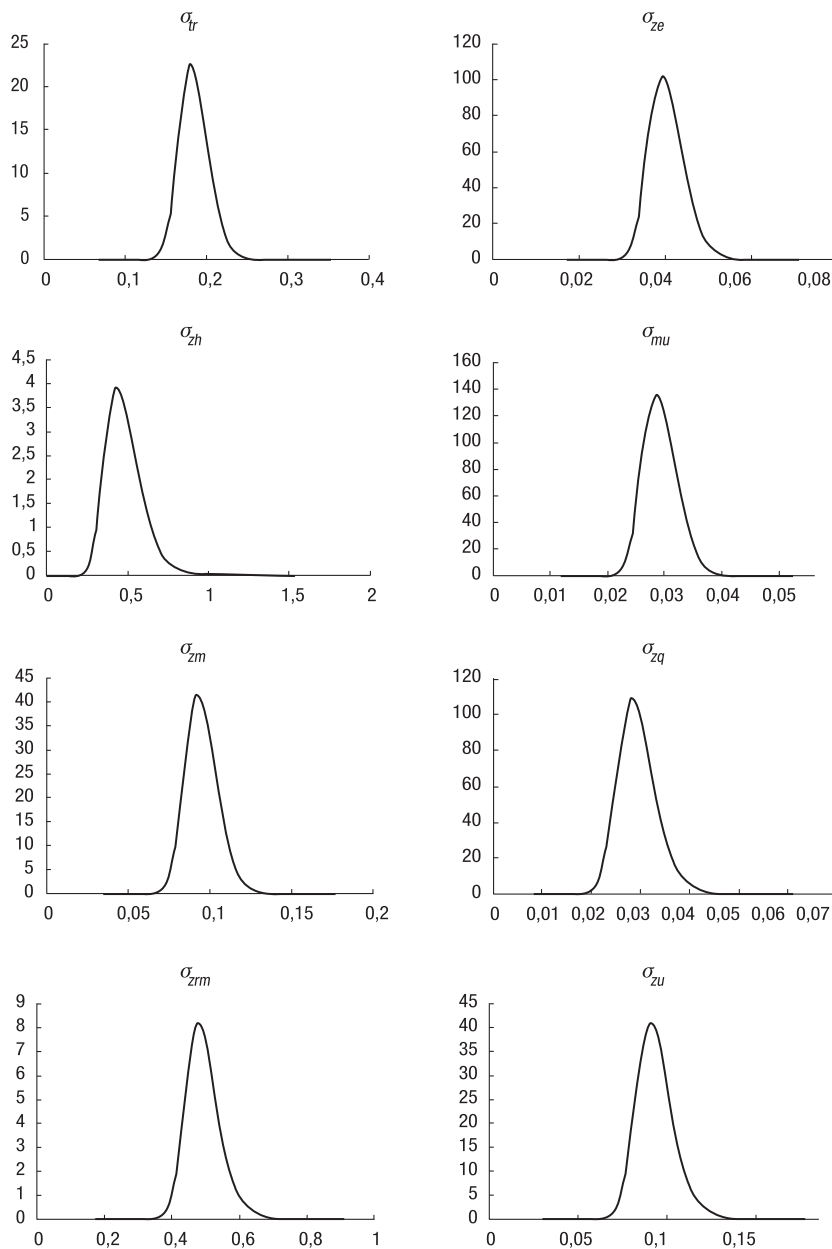


GRÁFICO A1. DISTRIBUCIONES *POSTERIOR* DE LOS PARÁMETROS DE CALVO Y LAS DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LOS CHOQUES PARA EL MODELO BASE



(Continúa)

GRÁFICO A1. DISTRIBUCIONES *POSTERIOR* DE LOS PARÁMETROS DE CALVO Y LAS DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LOS CHOQUES PARA EL MODELO BASE (continuación)



CUADRO A1. PARÁMETROS CALIBRADOS, PERSISTENCIAS DE LOS CHOQUES Y COEFICIENTES DE LA REGLA DE POLÍTICA

Parámetro	Símbolo	Valor
Coefficiente del valor agregado en la función de producción	α	0,9421
Coefficiente del capital en la producción del valor agregado	α_v	0,5963
Factor subjetivo de descuento	β	1,0178
Factor subjetivo de descuento del habitante efectivo	β^*	0,9939
Participación de las exportaciones en el consumo mundial	$\bar{c}^*$	0,4200
Inverso de la elasticidad de Frisch	η	3,4322
Nivel de endeudamiento de largo plazo	$\bar{f}$	0,3000
Coefficiente de participación del consumo doméstico en el consumo	γ	0,9263
Coef. de participación del consumo doméstico sin distribución en el cons. dom.	γ^{cd}	0,9289
Coef. de participación de las exportaciones sin distribución en las export.	γ^e	0,8640
Coef. de participación de las importaciones en puerto en las importaciones	γ^m	0,8320
Coef. de participación de la inversión doméstica en la inversión	γ^x	0,6772
Coef. de participación de la inversión doméstica sin distribución en la inv. dom.	γ^{xd}	0,9547
Tasa de crecimiento de la productividad	$1 + \bar{g}$	1,0060
Hábito en el consumo	hab	0,2572
Tasa de interés bruta externa	$\bar{i}^*$	1,0123
Elasticidad de la demanda por exportaciones	μ	1,5131
Tasa de crecimiento de la población	$\bar{n}$	0,0030
Coefficiente de la desviación de la razón deuda-PIB en la tasa de interés externa	Ω_u	0,0296
Elasticidad de sustitución entre consumo doméstico e importado	ω	2,8720
Elasticidad de sustitución entre consumo doméstico y distribución	ω^{cd}	1,2194
Elasticidad de sustitución entre exportaciones y distribución	ω^e	0,6768
Elasticidad de sustitución entre importaciones y distribución	ω^m	0,2900
Elasticidad de sustitución entre inversión doméstica e importada	ω^x	0,4663
Elasticidad de sustitución entre inversión doméstica y distribución	ω^{xd}	0,6425
Objetivo de inflación (tasa bruta)	$\bar{\pi}$	1,0074
Inflación externa (tasa bruta)	$\bar{\pi}^*$	1,0060
Parámetro asociado a la depreciación endógena 1	ψ_1	0,0051
Parámetro asociado a la depreciación endógena 1	ψ_2	0,0273
Media del proceso exógeno asociado con el precio externo de los importados	$\bar{q}m$	0,6987

(Continúa)

CUADRO A1. PARÁMETROS CALIBRADOS, PERSISTENCIAS DE LOS CHOQUES Y COEFICIENTES DE LA REGLA DE POLÍTICA (continuación)

Parámetro	Símbolo	Valor
Media del proceso exógeno asociado con el precio externo de las materias primas	$\overline{qmr}$	1,0735
Persistencia del proceso exógeno de c^*	ρ_c	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de g	ρ_g	0,5000
Coeficiente de suavizamiento en la regla de política	ρ_i	0,7000
Coeficiente de la inflación en la regla de política	ρ_π	2,5000
Persistencia del proceso exógeno de π^*	ρ_{π^*}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de qm	ρ_{qm}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de qmr	ρ_{qmr}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de tr	ρ_{tr}	0,5000
Coeficiente del PIB en la regla de política	ρ_y	0,8000
Persistencia del proceso exógeno z_t^e	ρ_{z_e}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^h	ρ_{z_h}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^i	ρ_{z_i}	0,0000
Persistencia del proceso exógeno z_t^{ie}	$\rho_{z_i^e}$	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^m	ρ_{z_m}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^q	ρ_{z_q}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^{rm}	$\rho_{z_{rm}}$	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^u	ρ_{z_u}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^x	ρ_{z_x}	0,5000
Elasticidad de sustitución entre el valor agregado y las materias primas	ρ_q	0,1249
Elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo	ρ_{qv}	0,8523
Coeficiente de aversión relativa al riesgo	σ	3,9971
Tasa bruta de participación	TBP	0,5370
Tasa de desempleo	TD	0,1344
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de producto	θ	2,3969
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de consumo doméstico	θ^{cd}	48,3811
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de bienes para exportar	θ^e	46,2919
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de bienes importados	θ^m	49,9498
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de materias primas	θ^{mm}	41,9212

(Continúa)

CUADRO A1. PARÁMETROS CALIBRADOS, PERSISTENCIAS DE LOS CHOQUES Y COEFICIENTES DE LA REGLA DE POLÍTICA (continuación)

Parámetro	Símbolo	Valor
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de distribución	θ^t	3,0365
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de trabajo	θ^w	3,0887
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de inversión doméstica	θ^{xd}	43,5115
Media del proceso exógeno de las transferencias externas	$\bar{tr}$	0,0585
Parámetro asociado a la depreciación endógena	v	0,6989
Grado de sustitución entre los usos domésticos del producto y las exportaciones	ν	3,6961
Coefficiente de participación del consumo sin distribución en los usos domésticos del producto	ν_c	3,2550
Coefficiente de participación de las exportaciones sin distribución en el producto	ν_e	3,8520
Grado de sustitución entre los usos domésticos del producto	ν_n	1,4865
Coefficiente de participación de los usos domésticos en el producto	ν_{nt}	0,2614
Coefficiente de participación de la distribución en los usos domésticos del producto	ν_r	3,9827
Coefficiente de participación de la inversión en los usos domésticos del producto	ν_x	36,4170
Parámetro de escala en la producción de consumo doméstico	$\bar{z}^{cd}$	1,3046
Parámetro de escala en la producción de distribución	$\bar{z}^d$	1,9752
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para exportar	$\bar{z}^e$	1,3657
Media del proceso exógeno asociado con la utilidad marginal del ocio	$\bar{z}^h$	104,3463
Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta	$\bar{z}^i$	1,0000
Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta externa	$\bar{z}^{ie}$	1,0000
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes importados	$\bar{z}^m$	1,0166
Parámetro de escala en la producción de usos domésticos del producto	$\bar{z}^{nt}$	1,1268
Media del proceso exógeno asociado con la productividad	$\bar{z}^q$	0,5615
Media del proceso exógeno asociado con las materias primas	$\bar{z}^{rm}$	2,3405
Media del proceso exógeno asociado con la utilidad marginal del consumo	$\bar{z}^u$	0,1331
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para la inversión	$\bar{z}^x$	1,0227
Parámetro de escala en la producción de inversión doméstica	$\bar{z}^{xd}$	1,3376

Nota: Todos los parámetros anteriores, excepto las persistencias de los choques y los coeficientes de la regla de política, fueron calibrados usando razones de largo plazo de la economía colombiana.

Rigideces de precios al consumidor en Colombia*

Juan Manuel Julio**
Héctor Manuel Zárate***
Manuel Darío Hernández****

- * Los autores agradecen a Javier Gómez y a Édgar Caicedo del Banco de la República por sus valiosos comentarios y sugerencias para una versión anterior de este documento; e igualmente a Eduardo Freire, director técnico del Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia (DANE), por su valiosa ayuda al proporcionar la base de datos objeto de análisis. Sin embargo, los resultados y opiniones que contiene este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República o a su Junta Directiva.
- ** Investigador, Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco de la República. Profesor asociado, Departamento de Estadística, Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: jjulioro@banrep.gov.co.
- *** Jefe de Estadística, División Estadística, Banco de la República. Profesor titular, Departamento de Estadística, Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: hzaratso@banrep.gov.co.
- **** División Estadística, Banco de la República. Correo electrónico: mhernabe@banrep.gov.co.

I. INTRODUCCIÓN

Una de las preguntas cruciales en macroeconomía se relaciona con los efectos de la política monetaria, en el corto y mediano plazo, sobre la actividad económica. La respuesta se basa en las rigideces de precios y salarios. Los precios son flexibles si después de una innovación, satisfacen dos condiciones: a) convergen a los niveles de equilibrio del mercado y b) estos cambios están sincronizados entre las firmas. Si alguna de estas condiciones se incumple, surgen los efectos reales de la política monetaria (véanse Blanchard, 2008 y Taylor, 1999).

La evidencia internacional sobre las rigideces de precios es creciente, Means (1995). Estos estudios investigan las rigideces de precios con base en los microdatos utilizados para el cálculo de los índices de precios del productor y al consumidor y son complementados con encuestas sobre las prácticas de fijación de precios de las firmas. La evidencia empírica se resume en los siguientes hechos¹: a) después de una innovación de los costos o de la demanda, las firmas mantienen sus precios constantes durante largos períodos de tiempo, b) existe una gran heterogeneidad en la fijación de precios, c) los cambios en los precios no están sincronizados y d) la rigidez de precios se relaciona con la inflación.

Este documento tiene tres objetivos. En primer lugar, determinar si las rigideces de los precios están presentes en los precios al consumidor en Colombia. Posteriormente, determinar la validez empírica de las explicaciones y características comunes de las teorías de rigideces de precios en Colombia. Finalmente, establecer algunas implicaciones de los resultados en el *diseño de los modelos de contratos escalonados*. El primer objetivo está relacionado con la rigidez de los precios como fuente de la falta de neutralidad a corto y mediano plazo de la política monetaria y, por lo tanto, con el efecto sobre la respuesta de las principales variables macroeconómicas a los choques económicos. Véanse Taylor (1980), Rothemberg (1982) y Bils y Klenow (2004).

¹ Véanse Blinder (1994), Taylor (1999), Bils y Klenow (2004), Álvarez *et al.* (2005), Altissimo, Ehrmann y Smets (2006), Dhyne *et al.* (2006), Nakamura y Steinsson (2008) y las referencias en el Cuadro 1 para la evidencia internacional; así como Jaramillo y Cerquera (1999), Espinosa, Jaramillo y Caicedo (2001), Hofstetter (2008), Julio y Zárate (2008) y Misas, López y Parra (2008) para Colombia.

Específicamente, la respuesta de la inflación a las innovaciones de costo marginal y la respuesta óptima de política monetaria a los choques particulares dependen en gran medida de la flexibilidad de los precios. En efecto, algunos modelos teóricos asocian el grado de rigidez de precios con la pendiente de la nueva curva de Phillips keynesiana y, en consecuencia, la respuesta de la inflación a los choques de costo marginal. Por lo tanto, el estudio de los precios nominales y la fijación de los salarios es un tema clave de la macroeconomía moderna. Véanse Angeloni, Coenen y Smets (2003), Walsh (2003) y Blanchard (2008).

El segundo objetivo se relaciona con la validez empírica de las teorías que explican la rigidez de precios. Bajo las expectativas racionales, la rigidez de los precios es la respuesta óptima de las firmas. Por su lado, la teoría de la *estructura del mercado* propone que las firmas con poder de mercado mantengan sus precios sin cambios durante largos períodos de tiempo, ya que esto les permite implementar políticas para suavizar los precios. Así, por ejemplo, en los modelos de *costos de menú*, las firmas mantienen sus precios sin cambios hasta que el *mark up* de ganancia o pérdida sea más grande que los costos. Por otra parte, en la teoría del *nivel de producción*, la rigidez de los precios de los artículos con más etapas de fabricación es mayor que la de aquellos menos elaborados. Lo anterior, se debe al efecto conocido como “*Snake effect* en el cual los precios de los factores se transmiten lentamente al intermediario y al precio final del bien” (Blanchard, 1982, p. 2).

El tercer objetivo se refiere a las características de los modelos y los hechos empíricos que producen. Los *modelos de contratos escalonados* se centran en la naturaleza de la decisión del precio en sí misma, y se basan en reglas de fijación de precios simples. Los supuestos de las firmas representativas, de bienes homogéneos y el uso de contratos de Taylor y de fijación de precios de Calvo son comunes en este tipo de modelos. Véanse Taylor (1980) y Calvo (1983).

En este documento se analiza la fijación de precios de bienes y servicios de los minoristas en Colombia utilizando una base de datos que contiene 12.052.970 registros de precios mensuales, que cubren el período de marzo de 1999 a mayo de 2008.

La comparación con los estudios de otros países se observa en el Cuadro 1. La cobertura del 100% del índice de precios al consumidor (IPC) es solo comparable

con el estudio realizado en Chile. Con respecto al tamaño (número de registros), esta base de datos supera a la de otros estudios, con excepción de las utilizadas en Francia y Bélgica. Además, el período de tiempo cubierto en este estudio, diez años, es solo comparable con los períodos estudiados en Brasil y México.

El tamaño y la cobertura de esta base de datos no tienen precedentes en los estudios de rigideces de precios para Colombia. Jaramillo y Cerquera (1999) utilizaron informes de precios semanales de cinco hipermercados, desde junio de 1991 hasta febrero de 1994, de 39 artículos de alimentos que conforman menos del 20% de la canasta del IPC de Colombia. Espinosa, Jaramillo y Caicedo (2001) revisaron las cotizaciones diarias de precios de 209 productos desde 1989 hasta 1999, reportados por un supermercado en Bogotá. Su muestra abarcó aproximadamente el 30% del IPC. Recientemente, Hofstetter (2008) estudió la rigidez de un conjunto de precios mensuales de periódicos y revistas, que son aproximadamente el 0,25% de la canasta del IPC de Colombia durante el período comprendido entre 1960 y 2005.

CUADRO 1. COBERTURA Y TAMAÑO DE LA BASE DE DATOS DEL IPC EN ESTUDIOS DE OTROS PAÍSES

País	Referencia	Período	Porcentaje del IPC	Registros (millones)	Inflación promedio
Francia	Baudry <i>et al.</i> (2004)	Ene. 1994 - Feb. 2003	65	13,2	1,5
Europa	Dhyne <i>et al.</i> (2006)	Ene. 1996 - Dic. 2000			1,98
Bélgica	Aucremanne y Dhyne (2004)	Ene. 1999 - Dic. 2001	68	18,5	2,2
EE. UU.	Bils y Klenow (2004)	Ene. 1995 - Dic. 1997	70		2,4
Portugal	Dias, Dias y Neves (2004)	Ene. 1992 - Ene. 2001	95	5,5	2,6
Chile	Medina, Rappaport, Soto (2007)	Ene. 1999 - Jul. 2005	100		2,7
Italia	Veronese <i>et al.</i> (2005)	Ene. 1996 - Dic. 2003	20	0,8	2,9
España	Álvarez y Hernando (2004)	Ene. 1993 - Dic. 2001	70	1,6	3,1
Brasil	Gouvea (2007)	Dic. 1996 - Abr. 2006	85	9,0	3,9
México	Gangon (2005)	Ene. 1994 - Dic. 2004	63	6,0	12,0

Fuente: estudios individuales de otros países. No obstante, la base de datos no identifica las ventas ofrecidas al público general (en contraste con el conocimiento de la clientela). Este hecho reduce las medidas de duración de las rachas de precios y, por lo tanto, las estimaciones son un límite inferior de la verdadera rigidez de los precios en Colombia.

La base de datos del presente estudio tiene otras características importantes. En primer lugar, abarca el período en el cual Colombia se acercó a la meta de inflación objetivo de largo plazo del 3%. Lo anterior hace que los resultados sean útiles para la fase final del programa de estabilización de la inflación. En segundo lugar, hay un período de disminución de la inflación, entre marzo de 1999 y junio de 2006, y uno de aumento de la inflación, entre junio de 2006 y mayo de 2008. Esta característica provee suficiente variación muestral para explorar la relación entre la inflación y la distribución de la frecuencia de cambio de precios (FCP), a través del tiempo.

El resto de este documento está organizado de la siguiente manera. En la Sección II, se describen los datos, la estructura de ponderaciones del IPC y la metodología utilizada. En la Sección III, se resumen los hechos empíricos de la rigidez en los precios del IPC en Colombia. En la Sección IV, se concluye y se presenta una breve discusión para el direccionamiento de futuras investigaciones.

II. METODOLOGÍA Y LA BASE DE DATOS

En esta sección se documenta la base de datos y se explica el tratamiento previo de los datos. En la Subsección II.A, se describe la base de datos y las definiciones básicas de nuestro análisis. En la Subsección II.B, se describe la composición de ponderaciones del IPC y se resumen algunas cuestiones metodológicas.

A. El dato individual base del IPC en Colombia

Siguiendo a Aucremane y Dhyne (2004) y Julio y Zárate (2008), definimos *un artículo particular* como un único bien o servicio con una marca, presentación, unidad de medida, junto con otras características, claramente definidas. Una *clase mínima* es la más pequeña canasta de productos para la cual el IPC es estadísticamente representativo en cada una de las ciudades y niveles de ingreso considerados por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Una *racha de precios* es definida como una secuencia ininterrumpida de reportes de precios asociados con un artículo particular durante la cual el precio permanece

constante. Así, una racha de precios es un episodio de precios fijos que puede ser descrito a partir de tres elementos: la fecha de la primera cotización, el nivel de precios y la *duración* de la racha. Una *secuencia de precios* es una progresión continua de reportes de precios que pertenecen a un artículo particular.

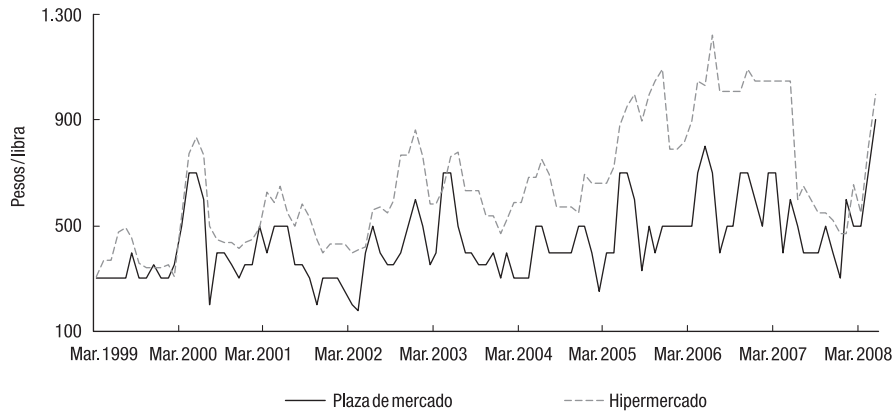
La base de datos original está conformada por 9.330.000 reportes de precios recogidos por el DANE para calcular el IPC de Colombia. Estos reportes están distribuidos entre 176 clases mínimas y cubre el período de marzo de 1999 a mayo de 2008. Hay un promedio de 80.431 reportes de precios por mes y siete artículos particulares en cada clase mínima. Además, la cobertura es del 100% de los bienes y servicios del IPC de Colombia. En este estudio, se identificaron 3.252.930 rachas de precios, es decir, en promedio 72 rachas de precios por clase mínima.

Cada una de las cotizaciones de precios en la base de datos está acompañada de la siguiente información: el código de clase mínima, un único código que identifica un artículo particular dentro de cada clase mínima, la ciudad en la que se localiza el minorista, la categoría socioeconómica de la zona asignada por el minorista, un código de informante dentro de cada ciudad, la frecuencia de reporte y el tipo de establecimiento. Además, hay variables indicadoras para los siguientes eventos: la imputación de precios no reportados, el cambio de características del artículo, el cambio del producto, y un código para indicar si el registro fue usado en el cálculo del IPC.

Basado en la información de la base de datos, se determinaron las secuencias de precios. El Gráfico 1 muestra dos secuencias de precios relacionadas con la papa, en un hipermercado particular y una plaza de mercado.

Las cotizaciones de precios recolectadas por el DANE corresponden en su mayoría a precios de transacción y son recogidas con diferentes frecuencias, que se extienden hasta una vez cada cuatro meses. No obstante, el 53,1% de las cotizaciones corresponde a registros recolectados mensualmente. La base de datos final contiene 12.052.970 registros. La distribución de los registros de precios por tipo de registro y frecuencia de reporte se presenta en el Cuadro 2.

GRÁFICO 1. SECUENCIA DE PRECIOS DE LA PAPA



Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

CUADRO 2. DISTRIBUCIÓN DE REGISTROS DE PRECIOS POR TIPO DE REGISTRO Y FRECUENCIA DE REPORTE

Tipo de registro	Número de registros	Porcentaje
Precio observado	11.384.086	94,5
Precio imputado	668.884	5,7
Frecuencia de reporte	Número de registros	Porcentaje
Mensual	6.400.509	53,1
Bimestral	2.034.677	16,9
Trimestral	2.481.312	20,6
Cuatrimestral	1.136.472	9,4
Total	12.052.970	100

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

Con el fin de obtener estimaciones robustas y confiables, el tratamiento previo de la base de datos se realizó de acuerdo con las directrices de Julio y Zárate (2008). Es decir, los reportes de precios atípicos y precios no usados para el cálculo del IPC se suprimieron del estudio. Al mismo tiempo, un cambio de producto induce nuevas secuencias de precios y los reportes ausentes dentro de las secuencias de producto se prolongaron por tres meses como máximo. No obstante, el grado de esta imputación fue inferior al 1% de la muestra total.

Cabe destacar que el 44,1% de las cotizaciones de precios pertenecen al grupo de alimentos, lo cual implica un sobremuestreo de alimentos, dado que este grupo es apenas el 30% del IPC de Colombia. Por esta razón, las estimaciones son agregadas de acuerdo con el sistema de ponderación del IPC. El resto de las cotizaciones de precios se distribuye de la siguiente manera: 9% corresponde a vestuario y 46,9% a otros grupos, tales como diversión y cultura, vivienda, salud, educación, transporte y comunicaciones, y otros gastos. La composición de la base de datos final se presenta en la Cuadro 3.

CUADRO 3. COMPOSICIÓN DE LA BASE DE DATOS DEL IPC EN COLOMBIA

Grupo	Ponderación	Registros	Porcentaje registros	Secuencias
Alimentos	29,51	5.312.550	44,1	118.786
Vivienda	29,41	2.520.921	20,9	90.290
Vestuario	7,31	1.083.331	9,0	24.864
Salud	3,96	648.147	5,4	10.239
Educación	4,81	947.824	7,9	17.195
Diversión, recreación y cultura	3,60	297.420	2,5	8.077
Transporte y comunicaciones	13,49	286.283	2,4	6.144
Otros gastos	7,89	956.494	7,9	17.590
Total	100,00	12.052.970	100,0	293.185

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

B. Metodología

Las estadísticas presentadas en este documento son similares a las reportadas en los estudios de la red de persistencia de la inflación de otros países. Una descripción detallada de estas estadísticas se puede encontrar en Aucremane y Dhyne (2004). Cada mes, la frecuencia de cambio de precio (FCP) es calculada para cada artículo como el cociente del número de cambios de precios sobre el número de registros de precios válidos. Las medidas agregadas relacionadas con la FCP se calculan con las ponderaciones del IPC y la *duración implícita* de las rachas de precios se determina como el inverso de la FCP. Una explicación detallada del sistema de ponderación del IPC de Colombia se puede encontrar en DANE (2002).

En este documento se estudia la rigidez de los precios mediante las distribuciones de las FCP a nivel de las clases mínimas. La distribución de las FCP corresponde a la colección de las FCP y las ponderaciones de las 176 clases mínimas del IPC de Colombia. Las distribuciones para cada mes son estudiadas con la media, mediana, cuartiles y percentiles de la distribución de las FCP, teniendo en cuenta las ponderaciones del IPC. Además, se estiman las duraciones implícitas de la FCP para cada clase mínima.

La distribución de los registros de precios por tipo de minorista se presenta en el Cuadro 4. Aproximadamente la mitad de los registros de precios, 49,6%, se registran en supermercados y tiendas especializadas, mientras que solo el 2,1% proviene de los hipermercados.

CUADRO 4. DISTRIBUCIÓN DE REGISTROS POR TIPO DE MINORISTA

Tipo de minorista	Número de registros	Porcentaje
Plazas de mercado	607.760	5,0
Supermercados	3.781.217	31,4
Cooperativas	778.809	6,5
Tiendas de barrio no especializadas	891.741	7,4
Tiendas especializadas	2.192.481	18,2
Farmacias	523.394	4,3
Establecimientos especializados en servicios	1.499.011	12,4
Restaurantes o expendios de comidas en cadena	138.726	1,2
Otros establecimientos, incluye viviendas en arriendo	1.214.555	10,1
Hipermercados	249.960	2,1
Otros	175.316	1,5
Total	12.052.970	100

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

III. RESULTADOS

A. Rigideces de precios

Con el fin de determinar la rigidez de los precios al consumidor en Colombia, se calculó la mediana de la frecuencia de cambio de precios (FCP), para las canastas

agregadas, iniciando con categorías de producto. Las estadísticas agregadas utilizan la estructura de ponderación del IPC en Colombia.

Los resultados se resumen en la distribución de FCP y la correspondiente distribución de duraciones de las rachas de precios. Sin embargo, dado que la muestra es heterogénea debido a que la inflación no ha tenido una trayectoria constante, estas distribuciones fueron estimadas para cada período de tiempo en la muestra.

Además, debido a que los precios de arriendo imputado y los precios de alquiler de vivienda ocupada por sus propietarios no son tenidos en cuenta en los estudios de otros países, los resultados se presentan excluyendo e incluyendo estos ítems.

En la Subsección III.A.1 se presentan los resultados de la muestra agregada y en la III.A.2 se resumen los resultados de las series de tiempo.

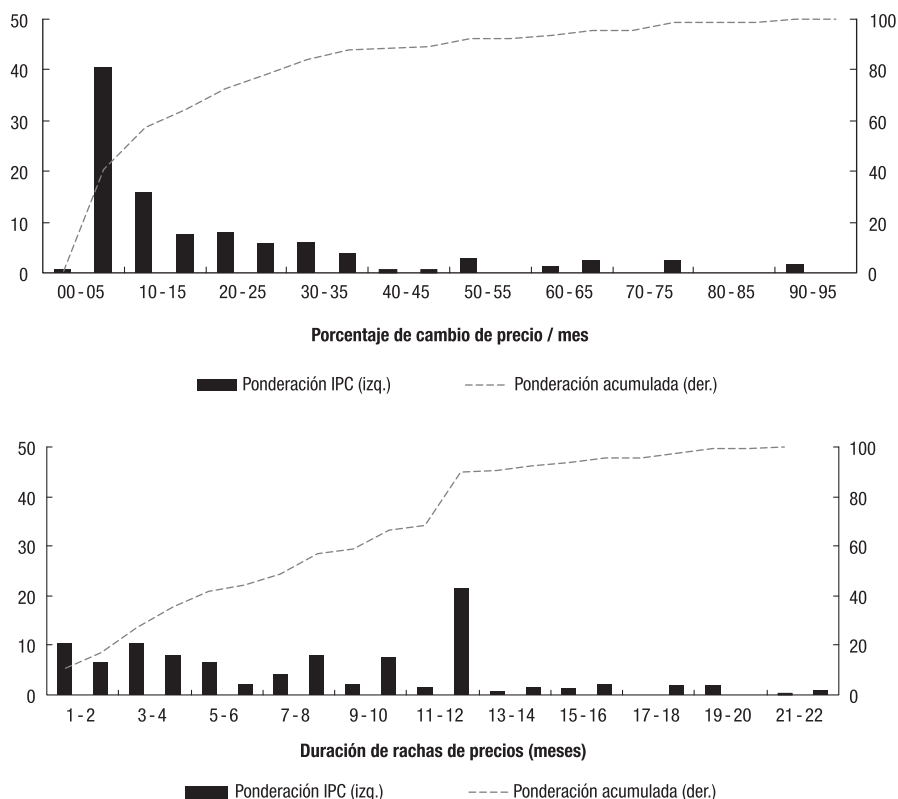
1. Resultados de la muestra agregada

El Gráfico 2 muestra la distribución de la FPC (panel superior) y la distribución de la duración implícita de las rachas de precios para todos los artículos (panel inferior). Las barras, escala izquierda, indican la ponderación IPC y la línea continua, escala derecha, corresponde a las ponderaciones acumuladas.

La distribución de la FCP (panel superior) es sesgada a la derecha, donde se encuentran bajas frecuencias de cambios de precio (altas duraciones implícitas). Esto corresponde a una distribución de duraciones implícitas (panel inferior) sesgada a la izquierda. El 41% del IPC tiene una duración implícita de más de diez meses. La duración implícita del 57% del IPC es más de 6,7 meses y la duración implícita del 65% de este es más de 5 meses. Por lo tanto, solo el 35% del IPC de Colombia tiene una duración implícita de menos de 5 meses.

El sesgo a la izquierda en la distribución de las duraciones se relaciona con el exceso de ponderación de artículos con duraciones entre 7 y 13 meses. Estos artículos corresponden, principalmente, a arriendo, alimentos fuera del hogar, vestuario, transporte terrestre, y otros gastos, en ese orden; los artículos que muestran duraciones entre 7 y 13 meses presentan una ponderación sorprendente de 45,5% del IPC.

**GRÁFICO 2. DISTRIBUCIONES DE LA FCP (SUPERIOR) Y DURACIÓN EN MESES (INFERIOR)
PARA TODOS LOS ARTÍCULOS EN EL IPC**



Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

La ponderación combinada de artículos con duraciones que caen en el intervalo de 7 a 12 meses es de 26%, los cuales corresponden a todos los artículos de alimentos fuera del hogar, la mayoría de artículos del grupo vestuario, todos los artículos de transporte terrestre, y algunos artículos de otros gastos, con ponderaciones de 6,45%, 6,30%, 4,5% y 3,2% del IPC, respectivamente.

Del mismo modo, la ponderación combinada de artículos que tienen duraciones de rachas de precios que caen en el intervalo de 12 a 13 meses es de 21,6% del IPC, y corresponden a artículos de arriendo y de arriendo imputado, cuyas ponderaciones son 5% y 15,6% del IPC, respectivamente. La normativa vigente en Colombia restringe los incrementos en el alquiler de vivienda a una vez por año, a lo sumo, y en una cantidad no superior a la inflación del IPC. Por lo tanto, los contratos de

alquiler de vivienda normalmente duran un año, lo cual corresponde a nuestra estimación de la duración para estos artículos.

Excepto por el comportamiento de los artículos de arriendo imputado, la forma de la distribución de la duración implícita en el Gráfico 2 es similar a la encontrada en Bélgica. La comparación con otros países es difícil ya que sus estudios presentan la distribución no ponderada, cuya forma refleja los desequilibrios de la muestra con respecto a las ponderaciones del IPC.

El Cuadro 5 muestra la distribución de la FCP para los principales grupos de clasificación del IPC. Las distribuciones se describen a través de los percentiles y cuartiles, así como sus medias, desviaciones estándar y duraciones implícitas medianas.

La categoría de producto mediana en el IPC cambia sus precios 11,9% cada mes, que corresponde a una duración implícita de racha de precios mediana de 8,4 meses. En otras palabras, el 50% del IPC de Colombia tiene una duración de más de 8,4 meses, mientras el restante 50% muestra duraciones de menos de 8,4 meses. Además, la FCP media para todos los artículos es de 21,1% al mes, con una duración implícita media de 4,7 meses.

Los artículos más flexibles son: útiles de vivienda, alimentos perecederos, transporte-combustible y pasaje aéreo, y los menos flexibles: “servicios indexados a relaciones de largo plazo con el cliente” (RLP). Artículos tales como tomates, papas, naranjas, cebollas, etcétera, así como electricidad, suministro de agua, combustible para el transporte y pasaje aéreo tienen duraciones de menos de dos meses. Las duraciones superiores a 1,5 años están asociadas con alquiler de video, otros servicios, servicios de sastrería, alquiler de vestuario, confección de ropa, reparación de prendas de vestir y juegos de azar. Estos resultados se asemejan a los de la zona euro Dhyne et al. (2006) y Estados Unidos Bils y Klenow (2004).

El grupo más flexible es alimentos y el menos flexible es educación. En el Cuadro 5 se puede observar que la duración implícita mediana para alimentos es de 3,3 meses, lo cual se explica por el hecho de que el 66% del grupo alimentos corresponde a artículos perecederos y semiprocesados, cuyas duraciones de rachas de precios tienden a ser cortas. La duración implícita mediana para educación es de 16 meses. La educación contiene un conjunto diverso de bienes y servicios relacionados con educación escolar y universitaria. En Colombia, la matrícula en preescolar, primaria, básica secundaria y media se distribuye como una cuota anual y con pagos

mensuales iguales a lo largo del año escolar. Los precios de estos artículos, junto con los uniformes escolares, en conjunto alcanzan un 56% del total del grupo educación y tienen una duración implícita mediana de cerca de 16 meses.

CUADRO 5. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIA DE CAMBIOS DE PRECIO

Grupo	P5	Q1	Mediana	Media	Q3	P95	STD	Duración implícita	Ponderación
Alimentos	11,5%	17,0%	30,5%	32,8%	38,0%	68,0%	2,4%	3,3	29,5
Vivienda	6,7%	8,0%	8,0%	17,2%	8,0%	77,3%	4,2%	12,5	29,4
Transp. y comunic.	5,2%	11,2%	16,7%	23,3%	23,1%	75,4%	4,5%	6,0	13,5
Otros gastos	5,4%	9,8%	14,2%	14,7%	20,5%	23,0%	1,5%	7,1	7,9
Vestuario	7,8%	9,4%	9,7%	9,7%	10,2%	10,6%	0,4%	10,3	7,3
Educación	5,9%	6,1%	6,3%	7,2%	8,9%	10,1%	0,6%	16,0	4,8
Salud	5,3%	5,4%	7,6%	12,4%	19,9%	19,9%	2,4%	13,1	4,0
Diversión, cultura	2,0%	14,3%	15,0%	14,4%	16,9%	19,5%	1,0%	6,7	3,6
Total IPC	6,1%	8,0%	11,9%	21,1%	29,2%	68,9%	1,5%	8,4	100,0
IPC sin arriendo imp.	5,5%	9,7%	15,7%	23,6%	30,5%	68,9%	1,5%	6,4	84,4
Bienes	7,9%	11,5%	20,5%	24,3%	30,5%	62,1%	1,4%	4,9	51,4
Servicios	5,2%	6,3%	9,8%	22,1%	15,0%	92,6%	3,9%	10,2	48,6

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

No es sorprendente que los precios de los artículos de vivienda y los de salud muestren duraciones cercanas a un año: 12,5 y 13,1 meses, respectivamente. Así, el 70% de vivienda corresponde a artículos de arriendo imputado y arriendo efectivo, que tienen duraciones implícitas de 12 meses. Además, las duraciones de rachas de precios para artículos de salud se distribuyen en un amplio rango de 4,1 a 18,3 meses.

Los precios de artículos de transporte y comunicación y los de diversión y cultura tienen duraciones de 6 y 6,7 meses, respectivamente. Cerca del 46% de transporte y comunicación corresponde a combustible de transporte, pasaje aéreo, servicio de telefonía fija y vehículos, que tienen duraciones de 1,3, 2, 2,8 y 4,3 meses, respectivamente. Además, el 72% de diversión y cultura corresponde a televisores, perió-

dicos, turismo, artículos electrónicos pequeños, equipos de sonido, libros y películas, con duraciones de 5,1, 5,5, 5,7, 5,7, 5,9, 6,4 y 6,7 meses, respectivamente. El resto de artículos de diversión y cultura tienen duraciones que oscilan entre 6,7 a 50,1 meses.

La rigidez de precios al consumidor se reduce cuando los artículos de arriendo imputado son excluidos del cálculo. La participación de los artículos de arriendo imputado en el IPC es 15,6%, y los precios de estos artículos tienen duraciones de 12 meses. Excluyendo arriendo imputado, la duración implícita mediana disminuye a 6,4 meses y la duración implícita media baja a 4,25 meses.

Por otra parte, los precios son más flexibles para bienes que para servicios y la distribución de duraciones para bienes tiene una dispersión menor que la de servicios. La duración implícita mediana de las rachas de precios de bienes y servicios es de 4,9 y 10,2 meses, respectivamente, y el rango percentílico del 90% de duraciones está en 11 y 18,1, respectivamente. Estos resultados son similares a los de otros países. Véanse Bils y Klenow (2004) para los Estados Unidos, y Dias, Dias y Neves (2004) para Portugal.

Las diferencias entre las distribuciones de duraciones de rachas de precios de bienes y servicios se relacionan con la regulación de precios en los servicios, la naturaleza del servicio, la participación de los salarios y del arriendo en la estructura de costos de los proveedores de servicios y la estacionalidad. El sector de servicios contiene una amplia gama de artículos cuyas ponderaciones están distribuidas de forma desigual a lo largo de la distribución de duraciones, como se muestra en el Cuadro 5. La regulación de precios induce una duración corta de racha de precios en servicios públicos y en transporte-combustibles, que también tienen una participación importante de la ponderación IPC. La regulación de precios induce largas duraciones de rachas de precios en transporte terrestre y en educación. Los precios de artículos de alimentos fuera del hogar podrían tener largas duraciones porque la estructura de precios de estos minoristas incluye los salarios y el arriendo, dos ítems con duraciones cercanas a un año.

El Cuadro 6 muestra el resumen de resultados de algunos estudios de rigideces de precios. El cuadro incluye resultados para la FCP promedio, heterogeneidad de FCP, rigidez de precios a la baja, sincronización de cambio de precio, el tamaño porcentual de incrementos y disminuciones, y la dependencia de la regla de precios por factores de estado y tiempo.

CUADRO 6. RESUMEN DE RESULTADOS DE ESTUDIOS SOBRE RIGIDECES DE PRECIOS AL CONSUMIDOR EN DISTINTOS PAÍSES Y LA ZONA EURO

País	FCP promedio	Heterogeneidad FCP	Rigidez a la baja
Francia	20,9	Sí	60/40
Europa	15,1	Sí	60/40
Bélgica	17,6	Sí	No
Estados Unidos	26,1	Sí	Sí
Portugal	21,1	Sí	No
Chile	46,1	Sí	
Italia	10,0	Sí	
España	13,3	Sí	No
Brasil	37,3	Sí	50/50 Sí
México	30,4	Sí	

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC. T = tiempo; S = estado.

La cobertura de artículos del IPC en los estudios de cada país no es homogénea, como tampoco lo es la inflación existente durante la muestra. Por lo tanto, la comparación de rigideces de precios entre países es difícil, aunque habitualmente se realiza un indicador de rigidez relativa.

Debido a que la inflación se relaciona con la rigidez de precios en Colombia (como se verá en la siguiente subsección), una comparación con países que tienen tasas de inflación bajas es directa, siempre que la cobertura de las muestras en el análisis sean similares. Nuestra base de datos es similar a las estudiadas en Chile y Portugal, que también incluyen vivienda.

Los precios al consumidor en Colombia son menos flexibles que los de Chile y Portugal. Los precios al consumidor en Chile son sorprendentemente flexibles, con una FCP media de 46,1% por mes, dada la inflación existente durante la muestra (2,7%). Incluso, después de remover los artículos de arriendo imputado, la FCP media de los precios al consumidor en Colombia (21,1% por mes) sigue siendo inferior a la de Chile. Además, cuando Colombia alcance el mismo nivel de inflación que Chile, la rigidez de precios al consumidor en Colombia será mayor que

Sincronización	Tamaño % incr. / % dism.	Dependencia estado/tiempo	Inflación promedio
0,19	8,3/11,0	T/S	1,5
0,18	9,4/11,4		1,98
0,18	7,6/7,8	T	2,2
n.d.		T/S	2,4
0,17	10,1/11	S	2,6
0,37		S	2,7
0,24	7,5/8,5		2,9
0,15	8,2/10	T/S	3,1
n.d.	15,9/12,6	N.C.	3,9
n.d.		T/S	12,0

la mostrada en el total de la muestra². Así mismo, la FCP media en Portugal es de 21,1% por mes, resultado que es similar al nuestro. Dado que el estudio de Portugal también incluye arriendo y que la rigidez se relaciona inversamente con la inflación en Colombia, es de esperar que cuando Colombia alcance el nivel de inflación que tiene Portugal, es decir, un promedio de 2,6%, los precios al consumidor en Colombia serán menos flexibles que los de Portugal.

La comparación con los resultados agregados de estudios de otros países es difícil debido a las diferencias de cobertura de la muestra. Sin embargo, una comparación con los resultados de Bélgica, Italia, España y la zona euro podría sugerir que los precios al consumidor en Colombia son más flexibles que los de estos países.

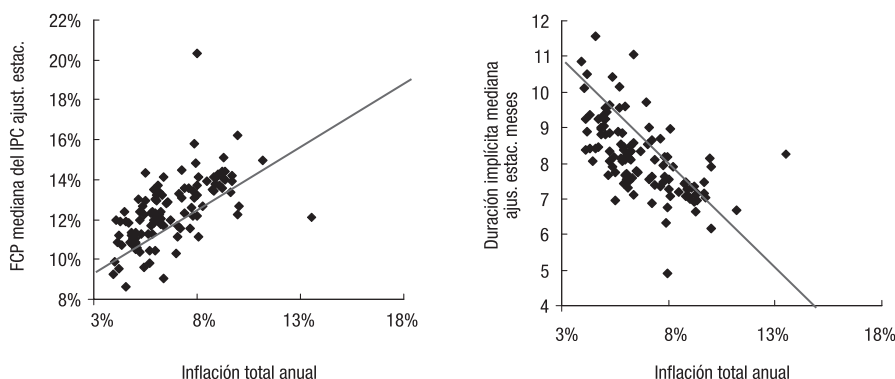
² La sorprendente flexibilidad de los precios al consumidor en Chile podría derivarse del hecho de que, dada la historia de hiperinflación de ese país, el precio de muchos artículos es generalmente vinculado a las unidades de fomento (UF), un índice que depende de la inflación pasada. El precio de arriendos, por ejemplo, puede cambiar trimestralmente y los salarios dos veces al año. La flexibilidad de los precios de arriendos y salarios podría también ser transmitida por la flexibilidad de los precios de otros artículos en la economía, a través de los factores de costos producción (véase Cuadro 6).

2. Resultados de las series de tiempo

a. Inflación y localización de la distribución de la FCP

En Colombia, las rigideces de precios se relacionan inversamente con la inflación. El Gráfico 3 muestra la relación entre la inflación y las rigideces de precios al consumidor. El panel de la izquierda muestra la relación entre la inflación y la FCP mediana ajustada estacionalmente. El panel de la derecha muestra la relación entre la inflación y la duración implícita mediana de las rachas de precios para cada período de tiempo, ajustada estacionalmente. Cada punto corresponde a un mes particular en la muestra.

GRÁFICO 3. INFLACIÓN Y RIGIDEZ DE PRECIOS AL CONSUMIDOR



Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

Se encontró una correlación estadísticamente significativa de $-0,6$ entre la inflación del IPC y la duración implícita mediana ajustada estacionalmente. Así, cuando la inflación se redujo de 10% en mayo de 1999 a 4% en mayo de 2006, la duración implícita mediana de las rachas de precios aumentó de 6 a 10 meses. Por su parte, cuando la inflación se incrementó a 5,7% en abril de 2008, la duración implícita mediana de las rachas de precios disminuyó a 9,6 meses. Un análisis similar se observa para la FCP mediana en el panel izquierdo. Por lo tanto, cuando la inflación del IPC en Colombia alcance el objetivo a largo plazo de 3%, la FCP mediana estará probablemente entre 9% y 10% por mes, y la duración implícita mediana entre 10 y 12 meses.

Este resultado es consistente con estudios anteriores de rigideces del IPC y del índice de precios al productor (IPP) para Colombia y es un hecho empírico recono-

cido internacionalmente. En un período en el que la inflación promedio del IPC era de 28%, Jaramillo y Cerquera (1999) encontraron que los precios permanecieron constantes durante dos meses. Espinosa *et al.* (2001) encontraron que la duración aumentó a 4 meses cuando la inflación promedio del IPC cayó a 25%. Nuestros resultados muestran una duración implícita mediana de 8,4 meses durante un período en el que la inflación del IPC fue de 7% en promedio. Un resultado similar para los precios del productor en Colombia fue encontrado por Julio y Zárate (2008) y resultados similares son presentados en la comparación entre países y estudios individuales de cada país, Golosov y Lucas (2007).

El hecho de que la inflación se relacione con la rigidez de precios contradice las reglas dependientes del tiempo. De acuerdo con la fijación de precios del modelo de Calvo, por ejemplo, las firmas actualizan sus precios basadas en un riesgo exógeno constante y la decisión de cambiar precios se basa en el tamaño del cambio de precios. Bajo las reglas dependientes del estado, las firmas cuyos precios están “fuera de línea” son más propensas a cambiar sus precios y, así, el momento de un cambio de precio se relaciona con la inflación. Por lo tanto, esta evidencia sugiere que la dependencia del estado influye en la fijación de precios al consumidor en Colombia.

Taylor (1999) identifica la relación entre la inflación y la rigidez de precios como un hecho empírico en economías de mercado, y Golosov y Lucas (2007) argumentan que esta relación es una crítica en contra de la fijación de precios de Calvo en los costos de menú.

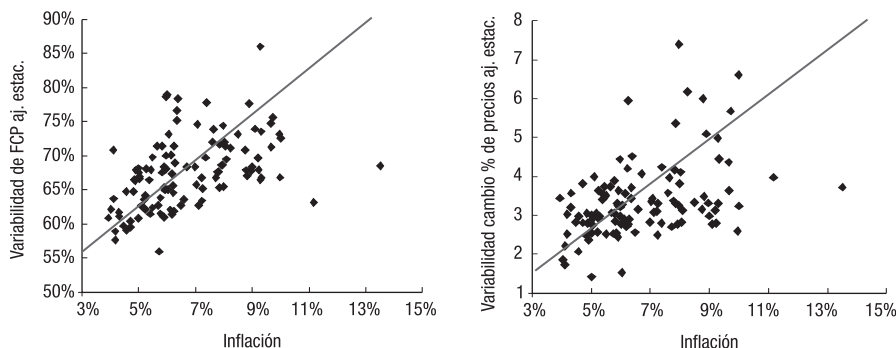
b. Inflación y la variabilidad de las distribuciones de la FCP y cambios porcentuales de precios

La inflación se relaciona directamente con la variabilidad de las distribuciones de la FCP y el cambio porcentual del precio. El Gráfico 4 representa la relación entre la inflación y la variabilidad de la FCP (panel izquierdo) y la inflación y la variabilidad de los cambios porcentuales de precios (panel derecho). La variabilidad es medida con el 90% del rango interpercentílico ajustado por la estacionalidad, esto es, la diferencia entre los percentiles 95% y 5% de la correspondiente distribución. Cada punto corresponde a un mes en la muestra.

Según Friedman (1977), cuando la inflación está relacionada con la variabilidad de la inflación, las pérdidas de bienestar disminuyen a medida que la inflación baja.

Se encontró una correlación estadísticamente significativa de 0,44 entre la inflación y la variabilidad ajustada estacionalmente del cambio porcentual de precio. Por lo tanto, cuando se reduce la inflación en Colombia, probablemente también lo hacen las pérdidas de bienestar. Este hallazgo apoya la elección de una inflación baja y estable en Colombia. Véase Partow (1995).

GRÁFICO 4. INFLACIÓN Y LA VARIABILIDAD DE LA FCP Y EL CAMBIO PORCENTUAL DE PRECIOS

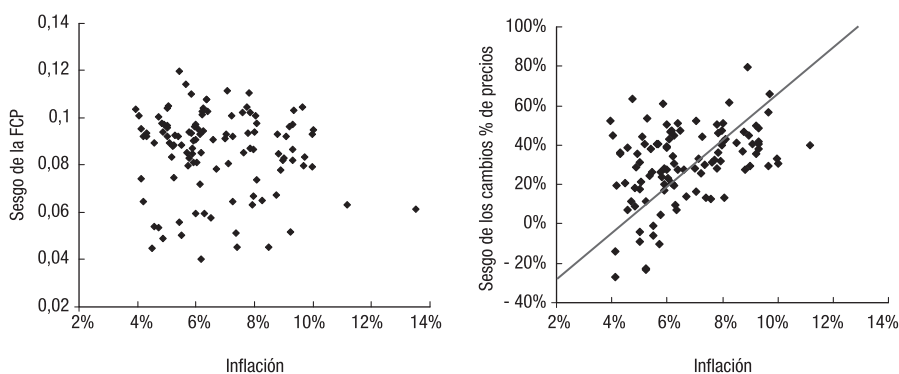


Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

La variabilidad de la rigidez de precios disminuye junto con la inflación y, por lo tanto, las duraciones tienden a concentrarse en valores altos. De hecho, se encontró una correlación estadísticamente significativa de 0,47 entre la inflación y la variabilidad ajustada estacionalmente de la FCP. Este hallazgo, junto con la evidencia de que la inflación se relaciona con la rigidez de precios, significa que a medida que la inflación cae, la distribución de las duraciones se concentra alrededor de valores altos.

c. Inflación y sesgo de la distribución de la FCP y los cambios porcentuales de precios

Con la disminución de la inflación, la asimetría en el cambio porcentual de precio aumenta, pero no sucede lo mismo con la rigidez nominal a la baja. El Gráfico 5 muestra la relación entre la inflación y el sesgo de la distribución de la FCP (panel izquierdo), y la inflación y el sesgo de la distribución de los cambios porcentuales de precios (panel derecho). El sesgo se mide como la diferencia ajustada estacionalmente entre la media y la mediana de la correspondiente distribución. Cada punto en cualquiera de los gráficos corresponde a un mes en la muestra.

GRÁFICO 5. INFLACIÓN Y SESGO DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA FCP Y LOS CAMBIOS PORCENTUALES DE PRECIOS

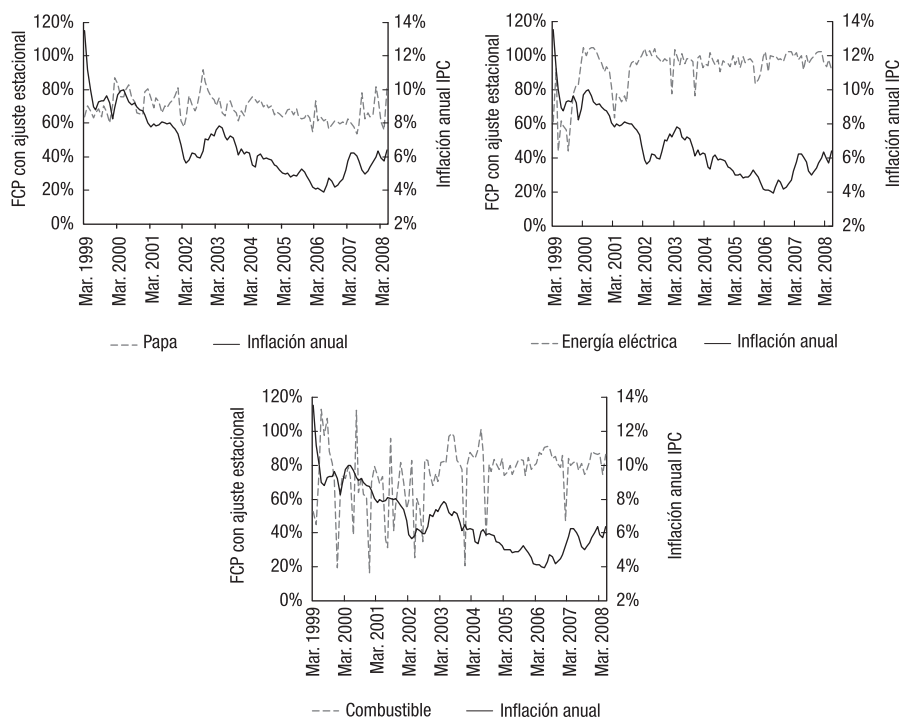
Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

Debido a que la inflación disminuye, la rigidez de precios, ocasionada por la falta de simetría de la FCP, permanece inalterada. El sesgo de la distribución de la FCP es invariante a variaciones de la inflación, ya que la correlación entre la inflación y el sesgo de la distribución de la FCP no es estadísticamente significativa.

Sin embargo, la rigidez de precios a la baja en los cambios porcentuales de precios tiende a disminuir a medida que la inflación disminuye. Existe una correlación estadísticamente significativa de 0,40 entre la inflación y el sesgo de la distribución de los cambios porcentuales de precios. Por lo tanto, con la disminución de la inflación, la distribución de los cambios porcentuales de precios es asimétrica.

d. Inflación y FCP de artículos flexibles

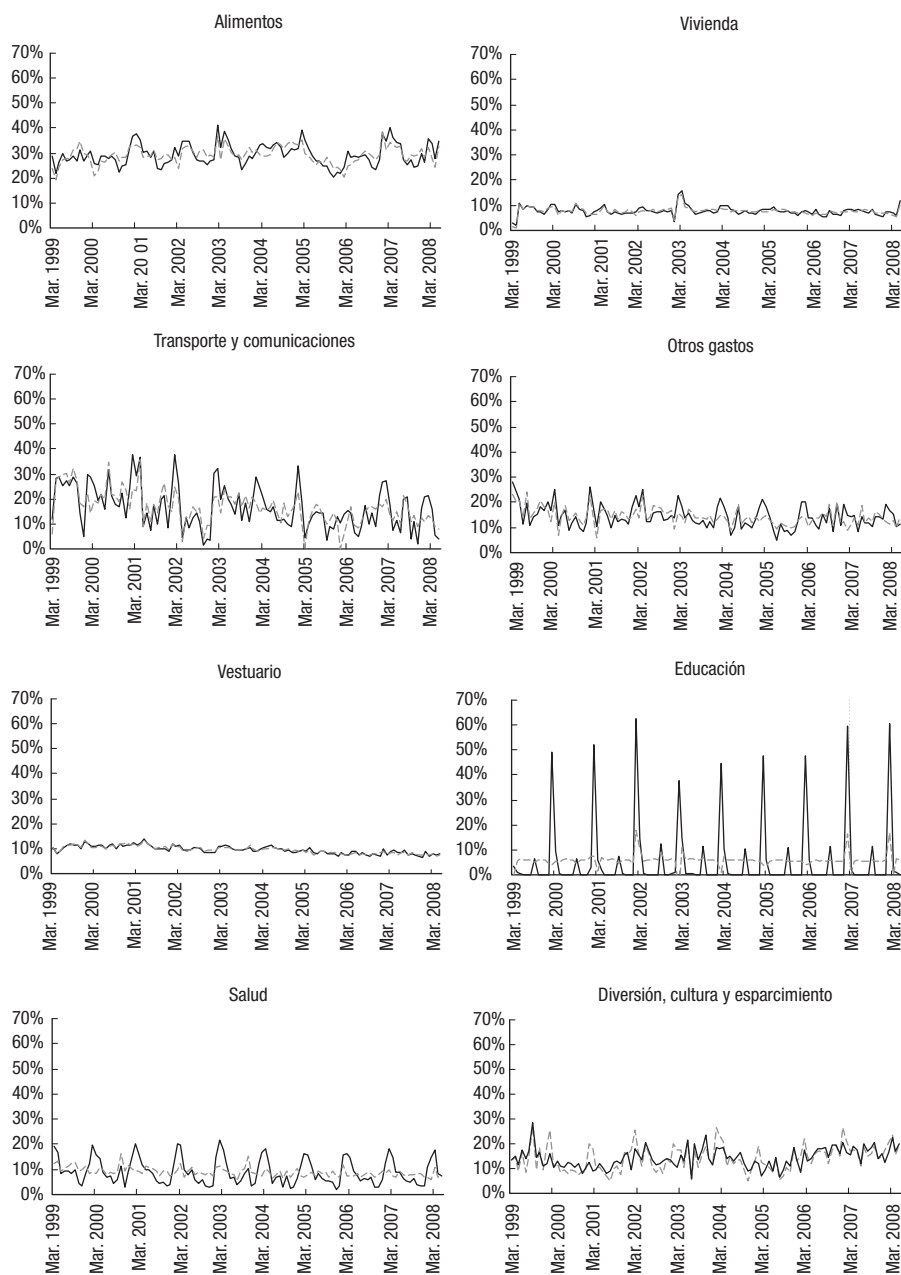
La duración de las rachas de precios de los artículos flexibles no varía con la inflación. El Gráfico 6 muestra la relación entre la inflación (escala derecha de cada panel) y el ajuste estacional de la FCP de la papa, energía eléctrica y combustibles, en ese orden (escala izquierda de cada panel). La flexibilidad de los precios de estos artículos es independiente de la inflación. Las variaciones de la FCP de la energía eléctrica y combustibles al inicio de la muestra se relacionan con cambios en la regulación. Un resultado similar fue encontrado por Bils y Klenow (2004) para Estados Unidos.

GRÁFICO 6. INFLACIÓN Y FCP CON AJUSTE ESTACIONAL PARA ALGUNOS ARTÍCULOS FLEXIBLES

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

e. Estacionalidad

Diferentes grados de estacionalidad están presentes en la FCP mediana de los grupos del IPC en Colombia, lo cual podría sugerir una dependencia del tiempo significativa en las reglas de fijación de precios de los minoristas en Colombia. El Gráfico 7 muestra la FCP mediana (línea continua) y la FCP mediana con ajuste estacional (línea discontinua) para los principales grupos del IPC en Colombia.

GRÁFICO 7. FCP MEDIANA Y FCP MEDIANA CON AJUSTE ESTACIONAL PARA LOS PRINCIPALES GRUPOS IPC

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

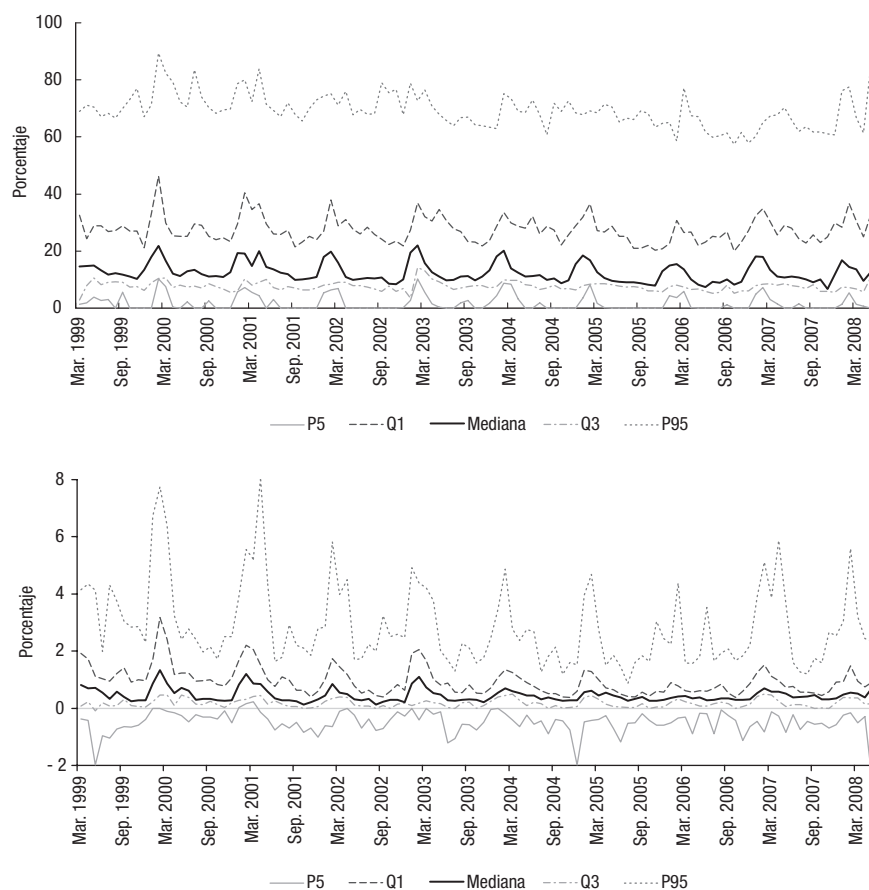
La fuerte estacionalidad en la FCP surge en los servicios regulados aumentando la sincronización en el cambio de precios para servicios. Los cambios de precios en la educación relacionados con bienes y servicios se reúnen durante la inscripción al colegio. Alrededor del 85% de los cambios de precios observados cada año en este grupo ocurren durante el primer trimestre, mientras que la mayor parte del resto se produce en agosto y septiembre. De la misma manera, el 37% de los cambios de precios observados en salud relacionados con bienes y servicios durante el año se producen durante el primer trimestre y el otro 63% se distribuye en el resto del año. Un patrón similar resulta para artículos de transporte y comunicaciones. Por lo tanto, una fuerte sincronización en el cambio de precios relacionada con la estacionalidad puede esperarse en estos grupos, especialmente en educación.

Patrones estacionales importantes se originan en la FCP en bienes como alimentos. La frecuencia de cambio de precios de artículos de alimentos aumenta suavemente de octubre a marzo y luego vuelve a bajar siguiendo el mismo patrón el resto del año.

La estacionalidad leve también aparece en la FCP de otros bienes y servicios, vivienda, vestuario, recreación y cultura, y otros gastos. El aumento estacional en la FCP de estos grupos se produce entre enero y abril de cada año. Además, el aumento estacional en la FCP de artículos de vestuario ha ido cambiando de marzo a abril, mientras que, al mismo tiempo, su tamaño ha ido disminuyendo con el tiempo.

Los resultados anteriores se resumen en el Gráfico 8, donde las distribuciones de los cambios porcentuales de precios (panel superior) y las distribuciones de la FCP (panel inferior) se muestran en el tiempo. Cada panel muestra la evolución de los principales cuartiles y percentiles de la distribución correspondiente.

Las distribuciones de los cambios porcentuales de precios muestran claramente incrementos estacionales en la variabilidad durante el primer trimestre del año, con un pequeño aumento, y la estacionalidad aumenta algunas veces durante el resto del año. De la misma manera, las distribuciones de las FCP muestran cambios estacionales en su sesgo, mediana y variabilidad durante el primer trimestre del año. Por lo tanto, hay un nivel significativo de dependencia del tiempo en las reglas de fijación de los precios de los minoristas en Colombia.

GRÁFICO 8. DISTRIBUCIONES DE CAMBIOS DE PRECIOS (PANEL SUPERIOR) Y FCP (PANEL INFERIOR) EN EL TIEMPO

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

3. Heterogeneidad de la frecuencia de cambios de precios

Según Taylor (1999), un hecho empírico las economías de mercado es la gran heterogeneidad en las reglas de fijación de precios. Nuestros resultados muestran un grado importante de heterogeneidad en las FCP entre las clases de productos y categorías de artículos del IPC. Por ejemplo, el rango interpercentílico del 90% de la duración implícita del IPC es de 15 meses. Esto contrasta notablemente con el de la duración implícita para vestuario de 3,38 meses.

Varias teorías que explican la heterogeneidad de la rigidez de los precios se basan en la *estructura del mercado y el nivel de tratamiento* de los bienes. Ambas coinciden con nuestros resultados, especialmente para los bienes. Además, la fuente de los bienes también desempeña un papel influyente.

Con el fin de explicar la heterogeneidad de la rigidez de los precios, en los precios al consumidor en Colombia, una clasificación que homogeniza la rigidez es construida en la sección III.A.3.a y armonizada en la sección III.A.3.b para las dos teorías mencionadas que explican la heterogeneidad de la rigidez de los precios.

a. Clasificación de homogenización de las rigideces

Para entender la heterogeneidad de la rigidez en las clases mínimas, se realizó un análisis de conglomerados de la FCP mediana de las clases mínimas. Para esta clasificación, los bienes y servicios se trataron por separado y los bienes se dividieron en artículos de alimentos y no alimentos. Los arriendos se estudiaron por separado porque su duración está claramente influenciada por la duración de los contratos de arriendo. Los conglomerados son estudiados y comparados con grupos a partir de varias clasificaciones. Una vez realizadas las comparaciones, los conglomerados fueron redefinidos.

El Cuadro 7 muestra la distribución de la FCP para los grupos resultantes de la redefinición de grupos que surgió del análisis de conglomerados de rigidez de precios.

Los artículos de alimentos son clasificados en cuatro grupos: alimentos perecederos, alimentos semiprocados, alimentos procesados y alimentos fuera del hogar. Los artículos de alimentos perecederos, tales como tomates, papas, naranjas y cebollas, tienen precios flexibles que duran entre 1,3 y 1,9 meses. Los precios de artículos de alimentos semiprocados, tales como pan, aceite de cocina, azúcar, pollo, pescado, carne, leche y huevos, muestran una duración implícita mediana entre 1,9 y 3,4 meses. Los precios de los artículos de alimentos procesados, tales como maizena y otras harinas, cereales para desayuno, alimentos secos y enlatados y alimentos congelados, chocolate, espaguetis, jugos, refrescos y otras bebidas no alcohólicas, tienen una duración implícita mediana entre 3,4 y 6,6 meses. Por último, las duraciones de las rachas de precios de artículos de alimentos fuera del hogar se agruparon en un rango entre 7,5 a 12,2 meses.

CUADRO 7. DISTRIBUCIÓN DE LA FCP PARA LA CLASIFICACIÓN QUE HOMOGENIZA LAS RIGIDECES DE LOS ARTÍCULOS DEL IPC

Grupo	P5	Q1	Mediana	Media	Q3	P95	STD.	Duración	Ponderación
Alimentos perecederos	52,8%	61,3%	67,0%	64,2%	68,9%	79,0%	1,9%	1,5	4,8
Alimentos semiprocesados	29,2%	29,2%	31,3%	34,2%	38,0%	51,1%	1,5%	3,2	15,3
Alimentos procesados	17,0%	17,0%	23,5%	22,2%	25,2%	29,0%	1,4%	4,2	2,7
Alimentos fuera del hogar	11,5%	11,5%	11,5%	11,6%	11,5%	12,7%	0,4%	8,7	6,7
Bienes consumibles	17,1%	18,7%	19,9%	20,3%	21,7%	24,2%	0,5%	5,0	8,3
Bienes durables	10,9%	14,3%	19,5%	18,5%	23,1%	23,1%	0,8%	5,1	6,9
Vestuario	8,9%	9,5%	9,7%	9,7%	10,4%	10,5%	0,2%	10,3	6,7
Servicios indexados a CUP	35,6%	43,0%	75,4%	65,2%	77,3%	92,6%	9,7%	1,3	6,6
Servicios transporte y comunicaciones	9,2%	11,2%	12,5%	11,6%	12,5%	12,8%	0,6%	8,0	4,6
Otros servicios	9,8%	9,8%	9,8%	11,8%	15,0%	17,7%	1,1%	10,2	5,1
Servicios personales	6,7%	6,7%	6,7%	7,0%	6,7%	7,8%	0,3%	14,9	2,0
Educación y servicios de salud	5,4%	5,9%	6,1%	6,8%	7,6%	8,9%	0,4%	16,3	6,7
Servicios indexados LP	2,0%	5,2%	5,2%	4,9%	5,2%	5,4%	0,3%	19,2	2,9
Arriendos	7,9%	7,9%	7,9%	7,9%	7,9%	7,9%	0,0%	12,7	20,7

Los artículos del grupo no alimentos se clasifican en tres grupos: de consumo, bienes durables y vestuario. Las duraciones de rachas de precios de artículos de consumo, tales como implementos de aseo del hogar, artículos de cuidado personal, cigarrillos y bebidas alcohólicas, tienden a agruparse en el intervalo de duración implícita entre 0 y 5 meses. Las duraciones de las rachas de precios de artículos durables, por ejemplo, electrodomésticos, ropa, aparatos electrónicos, muebles para el hogar y utensilios domésticos, tienden a concentrarse en el intervalo de duración implícita de 6 meses o más. La duración de rachas de precios de artículos de

vestuario se agrupa muy cerca del intervalo de duración implícita de 8,8 y 12,9 meses.

Los servicios al consumidor, excluyendo arriendos, se clasifican en seis grupos claramente diferenciados: servicios indexados al costo unitario de producción, transporte y comunicaciones, otros servicios, servicios personales, educación y salud, y servicios indexados a relaciones de largo plazo con los clientes. Los servicios indexados al costo unitario de producción, como los servicios públicos, combustibles y pasaje aéreo, tienen precios con duraciones de menos de 2,8 meses. La mayor parte de la ponderación de los artículos de transporte y comunicación está concentrada en duraciones de rachas de precios de entre 7 y 10 meses. La duración de las rachas de precios de otros servicios se extiende en un amplio rango de entre 5,7 y 10,8 meses. Los precios de los servicios personales, es decir, correo y paquetería, el servicio doméstico y la fotografía, tienen una duración de entre 11,3 y 15,9 meses. La duración de las rachas de precios para la educación y servicios de salud se extiende en un amplio rango, pero su peso se concentra entre 11 y 18,9 meses de duración. Los precios de los servicios indexados a relaciones de largo plazo con los clientes muestran duraciones de más de 18,9 meses. Arriendo es tratado separadamente de otros servicios, ya que la duración de las medidas de precios de arriendo efectivo (5,05% del IPC) está muy influenciada por la duración de los contratos de arriendo y porque los precios de arriendo imputado (15,6% del IPC) no son observables.

b. Explicación de la heterogeneidad de las rigideces de precios en los precios al consumidor en Colombia

De acuerdo con la fuente de donde provienen los bienes, los importados son más flexibles que los de los producidos y consumidos internamente. Además, la heterogeneidad de la rigidez de los precios de los servicios está relacionada fuertemente con la regulación y la rigidez de las innovaciones de los costos.

Los resultados del Cuadro 7 sugieren evidencia que está de acuerdo con la teoría del *nivel de procesamiento* de los bienes. Según esta, la rigidez de los precios está relacionada con el número de pasos de manufactura requeridos para producir los bienes. Este hecho es cierto para los artículos de alimentos, excepto para alimentos fuera del hogar, y parece ser cierto también para los artículos clasificados como no alimentos, tales como bienes durables.

Al mismo tiempo, de acuerdo con la teoría de la *estructura del mercado*, la rigidez de precios se relaciona con el poder de mercado de las firmas. Esta explicación parece estar de acuerdo con la clasificación de los artículos en alimentos y no alimentos.

Sin embargo, la fuente de los bienes también podría ayudar a explicar la heterogeneidad. Para los artículos clasificados como consumibles y durables, los precios de artículos importados son más flexibles que los precios de los bienes clasificados como producidos y consumidos. De hecho, los artículos consumibles, tales como champú para el cabello, detergente, bebidas alcohólicas diferentes de la cerveza, productos de cuidado oral e insecticida, que son en su mayoría importaciones, muestran duraciones de rachas de precios más bajas que la cera, los periódicos, las revistas y los libros, que son en su mayoría producidos y consumidos. Además, los bienes durables con una gran proporción de importaciones, es decir, automóviles, electrodomésticos y electrónica para el hogar, muestran duraciones de rachas de precios inferiores a las de vestuario, cortinas, muebles para el hogar, muebles, almohadas y colchones, que representan una proporción menor de las importaciones. Del mismo modo, la rigidez de los precios de vestuario parece estar de acuerdo con esta explicación, ya que los artículos de vestuario son en su mayoría producidos y consumidos.

Esta evidencia coincide con los resultados obtenidos por Julio y Zárate (2008), en donde las rachas de precios de los bienes industriales importados y los producidos y consumidos fueron 4,05 y 6,50 meses, respectivamente. El Cuadro 8 muestra la FCP mediana de los precios de consumo final del productor según el origen de los bienes.

CUADRO 8. FRECUENCIA DE CAMBIO DE PRECIO MEDIANA PARA LOS PRECIOS DE CONSUMO FINAL DEL PRODUCTOR

		Fuente	
		Importados	Producidos y consumidos
Industria	Agricultura, ganadería, caza, silvicultura y pesca	2,5	1,4
	Manufactura	3,9	8,0
Total de consumo final		4,1	6,5

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPP.

Una comparación de los resultados de los Cuadros 7 y 8 provee evidencia de importantes similitudes entre el comportamiento de los precios del productor y al consumidor en Colombia. La duración implícita mediana de consumibles, de duraderos y de vestuario (todos los cuales contienen artículos importados y también producidos y consumidos) es de 5, 5,1 y 10,3, respectivamente. Estas duraciones, en conjunto, son similares a las duraciones de rachas de precios de artículos de manufactura de consumo final del IPP, que son de 3,9 meses para importados y de 8 para producidos y consumidos. Así mismo, la duración implícita mediana de las rachas de precios para alimentos perecederos, 1,5 meses, es similar a la duración de los artículos producidos y consumidos agrícolas de consumo final en el IPP (1,4 meses).

Por otra parte, la heterogeneidad de la rigidez de los precios en los servicios se relaciona fuertemente con la regulación de precios y la rigidez de las innovaciones de costo marginal. Servicios indexados a costos unitarios de producción, por ejemplo, servicios públicos, combustibles y pasaje aéreo, están sujetos a frecuentes cambios en los precios ya que los costos unitarios de producción se actualizan con frecuencia. Los efectos de la regulación y la naturaleza del servicio sobre la rigidez de los precios también se presentan en los servicios de educación, en los cuales los cambios de precios se concentran durante la inscripción al colegio, y en los servicios de transporte y comunicación, donde los cambios de precios están ligados a la regulación.

La heterogeneidad de la rigidez de precios de servicios no regulados obedece a varios factores: los servicios indexados a relaciones de largo plazo con los clientes, tales como prendas de vestir a medida, reparación de prendas de vestir, alquiler de prendas de vestir y corte de pelo, pueden tener largas duraciones porque, en estos mercados, el cliente no es anónimo y puede resistirse a los cambios de precios. Véanse Dhyne *et al.* (2006) y Bils y Klenow (2004) para la evidencia de la zona euro y Estados Unidos.

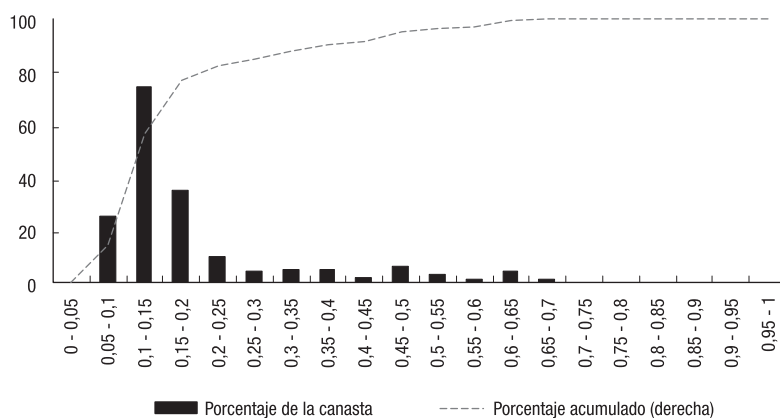
4. Sincronización en el cambio de precios

La sincronización de los cambios de precios, medida con el índice de sincronización de Fisher y Konieczni (2000), revela características importantes de las reglas de fijación de precios utilizadas por los minoristas. En la fijación de precios de Calvo, por ejemplo, la sincronización de los cambios de precios sigue una función *hazard* constante y, por lo tanto, no sincronizada, es decir, escalonada. En los contratos de

Taylor, en cambio, los precios varían en longitud determinista del tiempo e inducen perfecta sincronización.

El Gráfico 9 muestra la distribución del índice de sincronización de Fisher-Konieczni para las clases mínimas del IPC en Colombia. Las barras verticales y la línea continua indican la ponderación del IPC para cada intervalo y la ponderación acumulada, respectivamente.

GRÁFICO 9. DISTRIBUCIÓN DEL ÍNDICE DE SINCRONIZACIÓN DE FISHER-KONIECZNI

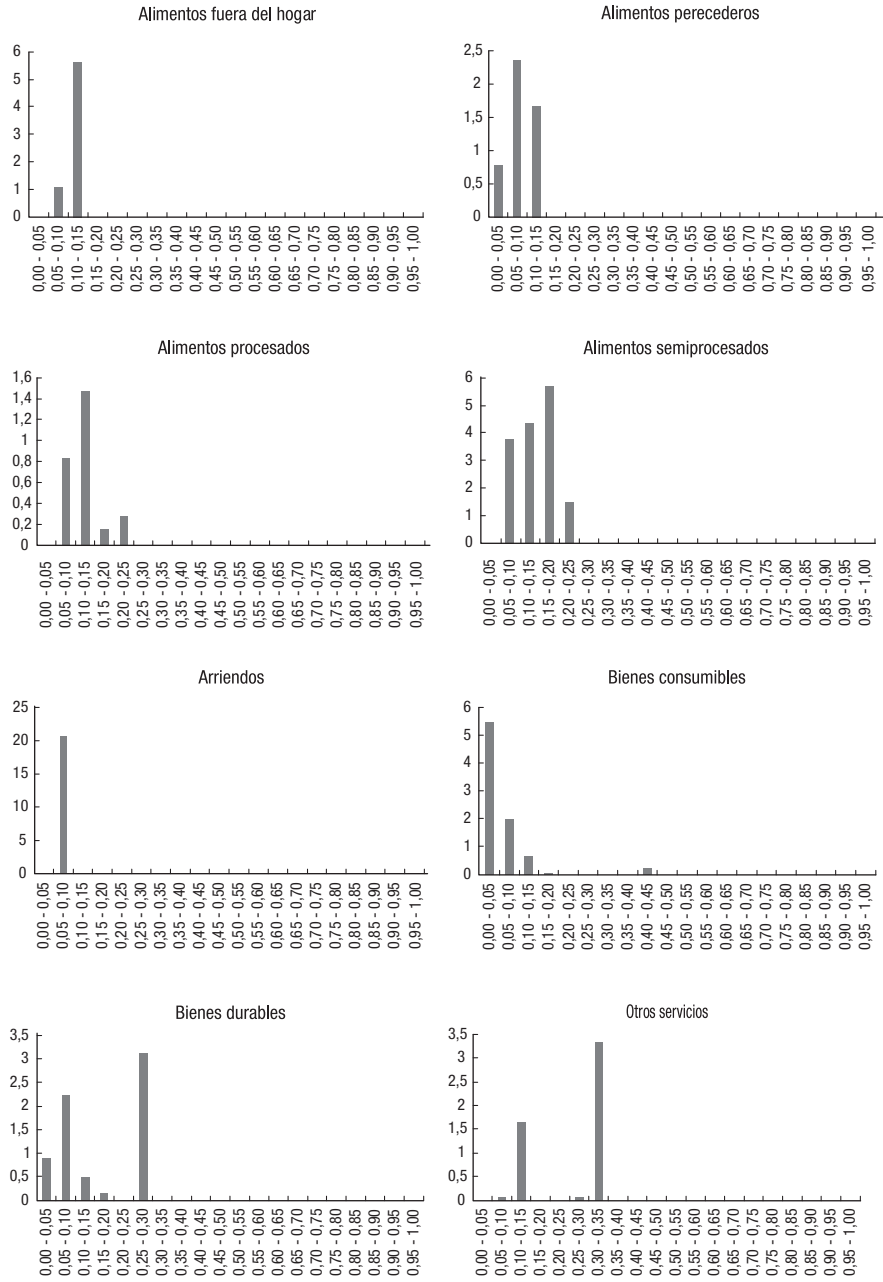


Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

El Gráfico 9 muestra una sincronización del cambio de precios en Colombia baja y comparable con estudios de otros países presentados en el Cuadro 6, con excepción de Chile. La mediana de la clase mínima en los precios al consumidor en Colombia tiene un índice de sincronización de 0,147. Además, el 80% del IPC tiene un índice de sincronización que está por debajo de 0,38 y solo el 10% de la canasta tiene uno por encima de 0,463. La notablemente alta FCP en Chile induce un índice de sincronización de 0,44.

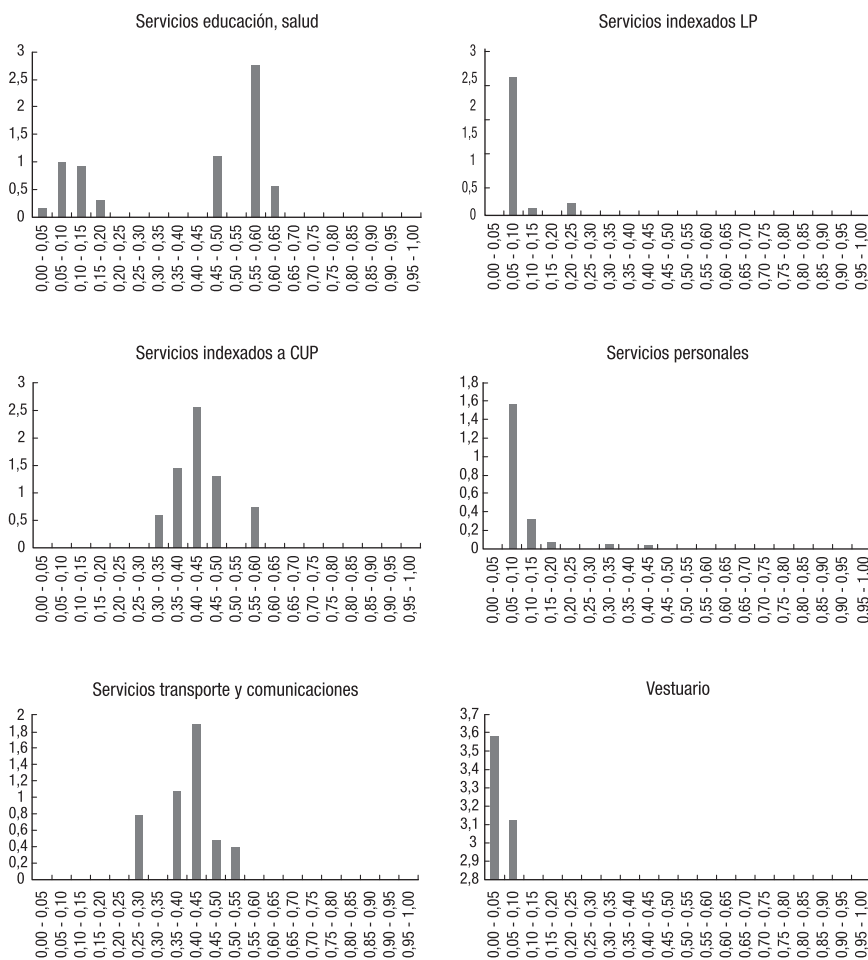
El Gráfico 10 muestra la distribución del índice de sincronización de Fisher-Konieczni para cada grupo de la clasificación que homogeniza la rigidez. Las barras verticales indican la ponderación del IPC para cada intervalo.

**GRÁFICO 10. DISTRIBUCIÓN DEL ÍNDICE DE SINCRONIZACIÓN DE FISHER-KONIECZNI
PARA CADA GRUPO DE LA CLASIFICACIÓN QUE HOMOGENIZA LA RIGIDEZ**



(Continúa)

GRÁFICO 10. DISTRIBUCIÓN DEL ÍNDICE DE SINCRONIZACIÓN DE FISHER-KONIECZNI PARA CADA GRUPO DE LA CLASIFICACIÓN QUE HOMOGENIZA LA RIGIDEZ (continuación)



Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

Es de esperar la fuerte sincronización de cambio de precios en los servicios regulados, como en educación y salud y en transporte y comunicaciones. Además, los servicios indexados al costo unitario de producción revelan fuerte sincronización de cambio de precios, debido a una FCP que se ubica entre las más altas de la canasta del IPC. Por otra parte, la sincronización de cambio de precios en artículos de arriendo, alimentos, vestuario, servicios indexados con relaciones de largo plazo

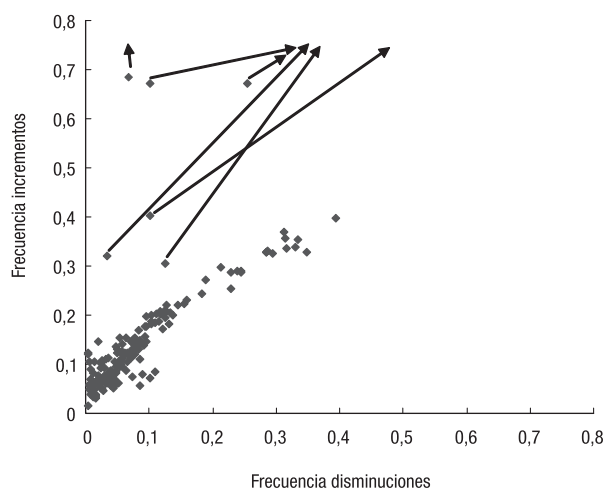
con los clientes. Una sincronización significativa se observa en bienes durables y en otros servicios como automóviles y servicios bancarios.

Un contrato de Taylor de un año podría ser una buena aproximación de las reglas de fijación de precios de los servicios regulados, tales como educación, salud, transporte y comunicaciones, y arriendos. Estos bienes y servicios constituyen el 32% de la canasta del IPC.

5. Frecuencia de incrementos y disminuciones de precios

Cuando los precios son rígidos a la baja, la política monetaria de reducción de la inflación tiene considerables efectos reales sobre la economía. Con el fin de determinar la presencia de rigidez de precios nominales a la baja, se compara la frecuencia de incrementos de precios con la de disminuciones en el nivel de clases mínimas en el Gráfico 11. Cada punto en el gráfico corresponde a una clase mínima en la muestra.

GRÁFICO 11. FRECUENCIA DE DISMINUCIONES DE PRECIOS Y FRECUENCIA DE INCREMENTOS DE PRECIOS



Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

El Gráfico 11 muestra la existencia de una leve rigidez de precios nominales a la baja en los precios al consumidor en Colombia. La mayor parte de las clases mínimas en el IPC muestran una frecuencia de incrementos cercana, pero ligeramente superior a la frecuencia de disminuciones. Por lo tanto, la mayor parte de la

nube de puntos está localizada cerca de la línea de 45 grados, que es la referencia para la ausencia de rigideces nominales.

Las fuertes rigideces de precios nominales a la baja están en gasolina de automóvil, servicios públicos y pasaje aéreo. Sin embargo, estas clases mínimas muestran ser flexibles y, por ende, los altos costos de reducción de la inflación son compensados con rigideces bajas. Por otra parte, rigideces leves de precios nominales al alza aparecen en electrónicos de casa y cebolla.

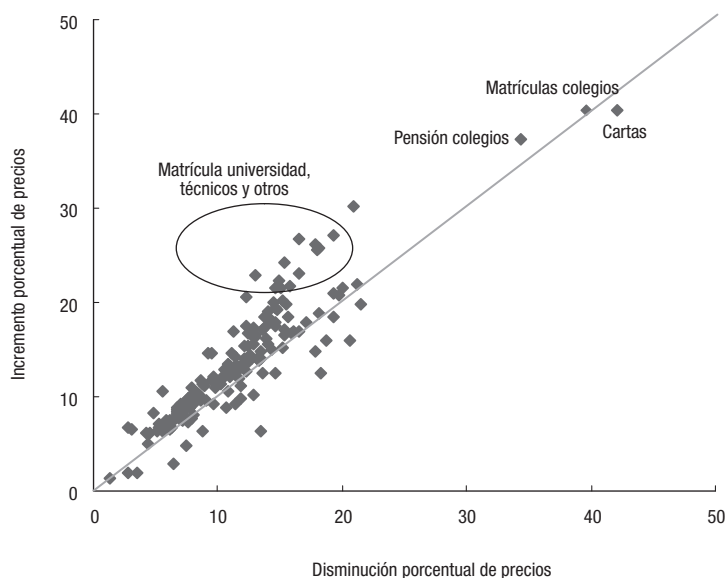
Los precios al consumidor en Colombia muestran menor rigidez de precios nominal a la baja que los precios al consumidor en varios países. El Gráfico 11 muestra una mayor concentración de puntos alrededor de la línea de 45 grados que las concentraciones de gráficos reportadas en estudios realizados en Bélgica, Francia y Portugal, por ejemplo. Véanse Aucremane y Dhyne (2004, gráfica 6), Baudry, Biham, Sevestre y Tarrieu (2004) y Dias *et al.* (2004).

Finalmente, las reducciones de precio no son infrecuentes. Se encontró que el 40% de los cambios de precios corresponden a reducciones. Resultados similares fueron encontrados por Espinosa *et al.* (2001) para los precios al consumidor en Colombia, por Baudry *et al.* (2004) para Francia y por Dhyne *et al.* (2006) para la zona euro (véase Cuadro 6). Este es un parámetro clave para la calibración de los modelos de costos de menú. Véanse Nakamura y Steinsson (2008).

6. *Tamaño de los cambios de precio*

Una explicación común para la rigidez de los precios es la presencia de los costos de menú. Cuando una firma se enfrenta a costos de menú, mantiene sus precios sin cambios durante largos períodos de tiempo y luego, en ocasiones, los cambia a un nuevo nivel cuando el margen de pérdida (o ganancia) es superior a estos costos. Sin embargo, cuando el costo de cambiar los precios es convexo sobre el cambio porcentual de precios, los minoristas tienden a evitar grandes cambios en los precios y preferir cambios pequeños pero más frecuentes.

El Gráfico 12 muestra la relación entre las disminuciones porcentuales de precios y los aumentos porcentuales de precios cuando se producen cambios en los precios. Cada punto en el gráfico corresponde a una clase mínima y la línea de 45 grados corresponde a la falta de simetría de cambio de precio.

GRÁFICO 12. DISMINUCIÓN PORCENTUAL DE PRECIOS E INCREMENTO PORCENTUAL DE PRECIOS

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

Los incrementos porcentuales de precios tienden a ser mayores que las disminuciones porcentuales. Los cambios porcentuales absolutos de tamaño considerable se presentan en la matrícula de colegios (la cuota anual y los pagos mensuales), universidad, técnico y otros tipos de instituciones, y los estudios de posgrado. Esta evidencia es consistente con la larga duración de rachas de precios observada para estos artículos bajo una inflación moderada. La duración implícita mediana de las rachas de precios es de 16 meses para la matrícula de colegios, 11,2 meses para la matrícula de universidad, técnico y otros tipos de instituciones, y 15,9 para los estudios de posgrado.

Una leve asimetría de los cambios de precios (cuando el incremento porcentual es superior a la disminución porcentual en un 5%) se presenta en artículos de alimentos perecederos (tomates, cebollas, zanahorias, legumbres y hortalizas frescas, papas y otras frutas frescas), algunos artículos de vestuario (blusas y vestuario para mujer, zapatillas deportivas para mujer, ropa infantil femenina, y *jeans* y pantalones para mujer), algunos bienes relacionados con educación (libros escolares y otros gastos de colegio) y dispositivos de video diferentes de televisores y libros.

La asimetría del cambio de precios del consumidor en Colombia es más baja que los precios al consumidor en otros países. Así, por ejemplo, el Gráfico 12 muestra una concentración más alta de cambios de precios en torno a la línea de 45 grados que los cambios correspondientes en Aucremane y Dhyne (2004, gráfica 6) para Bélgica, Baudry *et al.* (2004) para Francia y Dias *et al.* (2004) para Portugal.

Además, los incrementos porcentuales de precios, que son superiores a las disminuciones porcentuales, y una mayor frecuencia de incrementos de precios que de disminuciones son factores consistentes con una inflación moderada, que está entre 4% y 14% por año en la muestra.

El Gráfico 12 también muestra que los cambios porcentuales absolutos de precios son más altos que la inflación mensual promedio para el período muestral (0,54% mensual) para todas las clases mínimas en el IPC. Por último, los grandes cambios de precios (con respecto a la inflación) son comunes, lo cual excluye una función convexa de cambio de precios en los precios al consumidor en Colombia.

7. Dependencia de tiempo y de estado

La forma de las reglas de fijación de precios en los modelos de política monetaria tiene un efecto significativo en la comprensión del efecto de los choques de política monetaria. Los modelos de política monetaria se basan en las reglas de fijación de precios que son en general clasificadas como dependientes del tiempo o del estado. En las reglas dependientes del tiempo, los precios cambian en intervalos de tiempo fijo o aleatorio y el efecto de los choques de política monetaria sobre los precios es independiente del estado de la economía. Por su parte, en las reglas dependientes del estado, la probabilidad de una actualización del precio depende del estado de la economía y, por lo tanto, el efecto de los choques monetarios sobre la actividad real y la inflación dependerá de la distribución en el tiempo de las actualizaciones de precios. Las firmas que siguen las reglas dependientes de estado pueden cambiar sus precios, cuando, por ejemplo, el precio está lo suficientemente “fuera de línea” con respecto al precio óptimo. Cabe destacar que la dependencia de estado afecta la *velocidad del efecto de las innovaciones de política monetaria*. Véanse Dias, Marques y Santos (2005), y Golosov y Lucas (2007).

La participación de la dependencia de tiempo en las reglas de fijación de precios se determina generalmente a través de la descomposición de varianza de la inflación de Klenow y Krivtsov (2003). La variación total de la inflación se divide en dos

componentes: uno que se encuentra comúnmente en las reglas que dependen del tiempo en los modelos teóricos y la variación que se debe a la dependencia de estado.

El Cuadro 9 muestra el porcentaje de dependencia de estado y el de tiempo en la descomposición de varianza de la inflación de Klenow-Krivtsov, para cada uno de los grupos en la clasificación que homogeniza las rigideces.

No es sorprendente que se encuentre un alto porcentaje de dependencia del tiempo en arriendo y en servicios para los cuales las actualizaciones periódicas de precios son establecidas por regulación, tal y como ocurre en servicios del grupo de educación y salud y del de transporte y comunicación. Los contratos de arriendo tienen una duración conocida de 12 meses. Los servicios de educación, debido a su naturaleza, pueden cambiar sus precios cada año o semestre, dependiendo del tipo de colegio. Y en transporte terrestre las regulaciones se determinan por la distribución en el tiempo de las actualizaciones de precios.

CUADRO 9. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA INFLACIÓN DE KLENOW-KRIVTSOV PARA CADA UNO DE LOS GRUPOS EN LA CLASIFICACIÓN QUE HOMOGENIZA LAS RIGIDECES

Grupo	Dependencia estado	Dependencia tiempo	Ponderación
Alimentos perecederos	81,6%	18,4%	4,8
Alimentos semiprocados	38,0%	62,0%	15,3
Alimentos procesados	28,4%	71,6%	2,7
Alimentos fuera del hogar	30,0%	70,0%	6,7
Bienes consumibles	56,0%	44,0%	8,3
Bienes durables	41,9%	58,1%	6,9
Vestuario	39,0%	61,0%	6,7
Servicios indexados a CUP	72,4%	27,6%	6,6
Servicios transporte y comunicaciones	16,9%	83,1%	4,6
Otros servicios	34,2%	65,8%	5,1
Servicios personales	29,6%	70,4%	2,0
Servicios de educación y salud	10,7%	89,3%	6,7
Servicios indexados LP	28,0%	72,0%	2,9
Arriendos	9,0%	91,0%	20,7
Promedio ponderado	34,0%	66,0%	100,0

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

Los servicios cuyas innovaciones de costo marginal dependen en gran medida de los salarios (mínimo), que se reajustan anualmente, también son altamente dependientes del tiempo (70%); por ejemplo, alimentos fuera del hogar, servicios personales, y servicios indexados a relaciones de largo plazo con los clientes. También se encontró fuerte dependencia del tiempo en el grupo otros servicios, debido a la importante ponderación de los servicios bancarios.

Un porcentaje influyente de dependencia del tiempo en las reglas de fijación de precios para los artículos durables y para vestuario también se muestra en el Cuadro 9. La dependencia del tiempo en artículos de vestuario podría surgir debido a la estacionalidad de las colecciones de moda, y la dependencia del tiempo en durables podría surgir de las primas salariales pagadas a los trabajadores en Colombia cada mes de diciembre, según lo establecido por la ley.

Además, también se observa en el Cuadro 9 un alto porcentaje de dependencia de estado en las reglas de fijación de precios de consumibles: 56%.

Se encontró importante dependencia del estado en las reglas de fijación de precios de los artículos de alimentos perecederos, y alta dependencia del tiempo en los artículos de alimentos semiprocados y procesados.

Finalmente, la dependencia del estado en las reglas de fijación de precios al consumidor en Colombia alcanza el 34%. El Cuadro 10 muestra un resumen de los resultados sobre las reglas de fijación de precios en los precios al consumidor en Colombia.

CUADRO 10. DISTRIBUCIÓN DE LAS REGLAS DE FIJACIÓN DE PRECIOS

Tipo regla	Porcentaje IPC
Contratos Taylor	32
Otra dependencia del tiempo	34
Dependencia del estado	34
IPC	100

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

De acuerdo con los resultados de la sincronización de cambio de precios, los contratos de Taylor pueden ser una buena aproximación para los artículos que

han sincronizado fuertemente los cambios de precios, es decir, educación y salud, transporte y comunicaciones, y arriendos. Todos estos combinados tienen una ponderación de 32%. De acuerdo con la descomposición de varianza de la inflación de Klenow-Krivtsov para todos los artículos, el 34% del IPC se puede predecir con reglas dependientes del estado y el restante 34% del IPC, con reglas dependientes del tiempo.

8. Determinantes de la probabilidad de cambios, incrementos y disminuciones de precios

La forma de las reglas de fijación de precios también puede ser estudiada a través de análisis de la estructura estocástica de las secuencias de precios individuales. En esta sección se trata de estimar un modelo agregado para la probabilidad de cambios de precios. Por lo tanto, nuestros resultados son agregados en naturaleza y son simplemente una indicación del peso relativo de la dependencia del estado y del tiempo en las reglas de fijación de precios agregadas. Los modelos agregados también se estiman para los incrementos y disminuciones de precios que se relacionan con los riesgos de competencia en los modelos de duración.

La relación entre las reglas de fijación de precios y la probabilidad de un cambio de precio es directa para las reglas de fijación de precios comunes. En la fijación de precios de Calvo, las firmas actualizan sus precios en los períodos de tiempo exógenamente, basadas en una probabilidad incondicional constante de los cambios de precios. En un contrato de Taylor para k períodos de tiempo, la probabilidad incondicional de un cambio de precio es cero dentro de cada racha de precios y se ubica en uno al final del contrato. En las reglas dependientes del estado, la probabilidad incondicional de un cambio de precios varía con el entorno económico que la firma enfrenta en cada período de tiempo.

Sin embargo, estos modelos de aproximación y de duración son sensibles a la heterogeneidad. En este estudio, una serie de factores fueron introducidos para reducir el grado de heterogeneidad observada en la muestra y así producir estimaciones confiables del agregado. Estos factores se relacionan con la ubicación geográfica del minorista, el tipo de minorista, el grupo principal del IPC y el grupo en la clasificación que homogeniza las rigideces al cual pertenezcan los artículos. Además, se adicionó el año en que los precios fueron registrados.

El entorno económico que la firma enfrenta en cada período de tiempo es determinado a través de la brecha del PIB y la devaluación de la tasa de cambio del peso, así como a través de la tasa de inflación, la inflación acumulada desde la última actualización de precios y la diferencia porcentual entre el precio del bien y el precio promedio del mercado. Las tres últimas variables son medidas para la clase mínima en la ciudad donde está localizado el minorista.

En los modelos de costos de menú, las firmas mantienen sus precios constantes hasta que la desviación con respecto al precio óptimo es menor que el costo de cambiar los precios. Por lo tanto, en estos modelos, la probabilidad de un cambio de precios se incrementa con la inflación o la inflación acumulada. En los modelos de estructura de mercado, en los que el poder de mercado está relacionado con la rigidez de los precios, la respuesta a la diferencia porcentual del precio con respecto al precio promedio del mercado depende del poder de mercado que mantiene la firma. La respuesta de la firma a esta variable es, por ende, un indicador de su poder de mercado.

El Cuadro 11 muestra el análisis de la varianza tipo III de los modelos logísticos para los eventos de cambio de precio (panel izquierdo), de incremento de precios (panel central) y de disminución de precios (panel derecho). Los dos últimos modelos corresponden a riesgos competitivos, los cuales son tratados en la literatura de los modelos de duración. El análisis de varianza tipo III indica el *porcentaje de variabilidad de la variable dependiente, que es explicado por un factor particular en el modelo*. Por lo tanto, el análisis tipo III mide la importancia relativa de cada factor en la explicación de la ocurrencia de cada evento.

Los resultados mostrados en el Cuadro 11 reproducen la magnitud de la heterogeneidad en la reglas de fijación de precios en los precios al consumidor en Colombia encontrados anteriormente. La clasificación que homogeniza la rigidez, la ubicación geográfica del minorista, el tipo de minorista y el grupo principal del IPC explican una parte significativa de la variabilidad de los eventos correspondientes en cada panel.

CUADRO 11. ANÁLISIS DE VARIANZA TIPO III PARA LOS MODELOS LOGIT DE CAMBIO DE PRECIO, INCREMENTO DE PRECIO Y DISMINUCIÓN DE PRECIO, RESPECTIVAMENTE

Frecuencia CP				Frecuencia incrementos	
Efecto	GL	Chi-cuadrado Wald	Pr > ChiSq	Efecto	GL
Clasificación homog. rigidez	13	465.787,80	< 0,0001	Inflación	1
Inflación acumulada	1	438.608,85	< 0,0001	Inflación acumulada	1
Inflación	1	382.169,99	< 0,0001	Clasificación homog. rigidez	13
Departamento	12	27.931,11	< 0,0001	Estacionalidad	11
Estacionalidad	11	24.696,07	< 0,0001	Difer. porcentual precio promedio	1
Clase minorista	9	17.851,37	< 0,0001	Departamento	12
Año	9	6.748,44	< 0,0001	Clase minorista	9
Grupo IPC	6	4.593,14	< 0,0001	Año	9
Brecha del PIB	1	357,11	< 0,0001	Grupo IPC	6
Devaluación tasa de cambio	1	49,95	< 0,0001	Brecha del PIB	1
Difer. porcentual precio promedio	1	0,37	0,5448	Devaluación tasa de cambio	1

GL: Grados de libertad

ChiSq: Chi-cuadrado

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

Los resultados anteriores sobre la importancia de la estacionalidad y los contratos de Taylor (que se deben a la regulación de precios de servicios y a los incrementos estacionales de la FCP) aparecen en el Cuadro 11 como *estacionalidad*, la cual explica un porcentaje importante de la variabilidad en la probabilidad del correspondiente evento en cada panel. Por lo tanto, en el nivel más agregado, la dependencia del tiempo en la forma de contratos de Taylor y otras formas de dependencia de tiempo emerge en los resultados.

Frecuencia incrementos		Frecuencia disminución			
Chi-cuadrado Wald	Pr > ChiSq	Efecto	GL	Chi-cuadrado Wald	Pr > ChiSq
437.365,77	< 0,0001	Clasificación homog. rigidez	13	202.232,71	< 0,0001
278.055,19	< 0,0001	Inflación acumulada	1	92.392,30	< 0,0001
152.430,30	< 0,0001	Difer. porcentual precio promedio	1	54.667,88	< 0,0001
22.798,55	< 0,0001	Departamento	12	15.962,69	< 0,0001
13.320,12	< 0,0001	Clase minorista	9	14.628,87	< 0,0001
8.744,18	< 0,0001	Estacionalidad	11	2.183,73	< 0,0001
6.898,29	< 0,0001	Grupo IPC	6	2.013,32	< 0,0001
4.163,18	< 0,0001	Año	9	928,40	< 0,0001
3.984,92	< 0,0001	Brecha del PIB	1	244,31	< 0,0001
110,71	< 0,0001	Inflación	1	105,39	< 0,0001
32,65	< 0,0001	Devaluación tasa de cambio	1	6,03	0,014

Además, hay una leve porción de variabilidad año a año para estas probabilidades que no es contabilizada por los regresores del modelo.

No es sorprendente que las variables macroeconómicas, es decir, la *devaluación de la tasa de cambio* y la *brecha del PIB real*, expliquen un bajo porcentaje de la variabilidad de las probabilidades para los tres eventos. Este resultado, junto con el hecho de que los cambios de precio son altos con respecto al promedio mensual de inflación durante el período de muestra, parece concordar con Mackowiak y Smets (2008), en el sentido de que los índices de “precios sectoriales responden rápidamente a choques de sectores específicos” y, al mismo tiempo, “los precios

responden lentamente y por pequeñas cantidades a choques macro”, ya que la dependencia de estado de las reglas de fijación de precios afecta la velocidad de respuesta a los choques monetarios.

También hay evidencia de riesgos de competencia en la explicación de un cambio de precio. Una comparación en el ordenamiento y la variabilidad explicada por cada factor entre los dos paneles a la derecha muestra evidencia de que la importancia relativa de los factores en los incrementos de precios cambia en las disminuciones. Por ejemplo, al comparar el poder explicativo de la inflación de la clase mínima en la ciudad donde el minorista está localizado en cada panel. Se observa que los minoristas usan la información de forma diferente cuando deciden incrementar el precio que cuando deciden disminuirlo.

Los fuertes incrementos de precios varían con la inflación y la inflación acumulada desde el último cambio de precio para la clase mínima en la ciudad donde el minorista está localizado. Sin embargo, los precios varían en menor medida con la diferencia porcentual de precio y el precio promedio de mercado para cada producto, en particular en la ciudad en donde se encuentra localizado el minorista.

Las reducciones de precios, por otro lado, son heterogéneas entre los bienes y varían con la inflación acumulada desde el último cambio de precio y con la diferencia entre el precio y el precio promedio de mercado para cada artículo en particular.

Estos resultados apuntan a una regla de fijación de precios agregada que tiene elementos de dependencia de tiempo y de estado. Además, la evidencia sugiere que los minoristas usan la información de manera distinta cuando deciden un incremento de precio que cuando deciden una disminución, lo cual podría ayudar a explicar la rigidez de precios a la baja mostrada anteriormente.

IV. CONCLUSIONES

Se resumen de la siguiente manera:

- *La duración implícita mediana de las rachas de precios en los precios al consumidor en Colombia sobre la muestra total es de 8,4 meses. Si el precio del arriendo de las viviendas ocupadas por sus propietarios es excluido, esta duración disminuye a 6,4 meses.*

Los grupos de artículos con mayor flexibilidad son: alimentos perecederos, servicios públicos, y transporte de combustibles. Por su parte, los más rígidos son los servicios indexados a relaciones de largo plazo con los clientes. Además, la distribución de las duraciones de rachas de precios muestra una ponderación significativa de artículos con duraciones grandes. Estos corresponden a artículos de arriendo y de alimentos fuera del hogar, vestuario, transporte terrestre, y otros gastos. Sin embargo, cabe destacar que en el período de tiempo de estudio, la inflación no ha estado en una trayectoria constante.

- *La reducción de la inflación en Colombia está acompañada de un incremento en la duración de las rachas de precios, una mayor concentración en duraciones largas, una reducción en la variabilidad de los cambios porcentuales de precios y una reducción en rigidez de precios a la baja en los cambios porcentuales, pero no en la frecuencia de cambio de precios.* Según Taylor (1999), una relación entre la inflación y la FCP es un “hecho estilizado de la fijación de precios en una economía de mercado” y, de acuerdo con Golosov y Lucas (2007), esta evidencia es una crítica importante de la fijación de precios de Calvo bajo los costos de menú. Así, este resultado puede sugerir que los costos de menú pueden estar presentes en los precios al consumidor en Colombia. Además, así como la inflación se reduce en Colombia, también lo hacen los costos de la inflación en el bienestar (Friedman, 1977). Este resultado es la base en la elección de una inflación baja y estable en el largo plazo. Sin embargo, la duración de las rachas de precios de artículos flexibles es invariante a la inflación.

- *Cuando la inflación del IPC de Colombia alcance su meta de largo plazo del 3%, la duración de las rachas de precios al consumidor estará probablemente entre 10 y 12 meses.*

Taylor (1999) sostiene que en una economía de mercado “los cambios en los salarios y los cambios de precios tienen aproximadamente la misma frecuencia promedio más o menos un año”, un resultado que puede verse en los precios al consumidor cuando Colombia llegue a su meta de inflación de largo plazo. Sin embargo, la afirmación de Taylor no parece ser cierta en varios países.

- *Cuando Colombia alcance su meta de inflación de largo plazo del 3%, la mediana de la distribución de la FCP estará probablemente entre 8,3% y*

el 10% al mes, su variabilidad (medida como el rango percentílico central del 90%), entre 55% y 60% al mes, y su sesgo (medido como la diferencia entre las FCP media y mediana), entre el 4% y el 10% al mes.

El énfasis en el papel de los tres primeros momentos de la distribución de la FCP surge de los resultados teóricos obtenidos por Carvalho y Schwartzman (2008), quienes concluyen que “para los choques empíricamente plausibles, se encuentra que los tres primeros momentos de tal distribución [de la FCP] son suficientes para caracterizar el grado de no-neutralidad monetaria, de acuerdo con nuestra medida”. Estos autores estudiaron un modelo de contratos escalonados que incluye la rigidez de precios y la heterogeneidad de la información con las reglas de fijación de precios especificados a través de funciones *hazard* parametrizadas.

- *Los resultados sugieren que los precios al consumidor en Colombia son menos flexibles que los de Chile y Portugal.*

Esta comparación tiene en cuenta el efecto del arriendo imputado en la FCP y la covarianza entre la inflación y la FCP. Sin embargo, la comparación de resultados con otros países es difícil, ya que la cobertura de las canastas correspondientes al IPC es heterogénea en los estudios de cada país. Una comparación cruda podría llevar a la conclusión de que los precios al consumidor en Colombia son más flexibles que los de la zona euro y algunos países europeos.

- *La estacionalidad desempeña un papel importante en la explicación de la variación en el tiempo de la distribución de cambio de precios, lo cual demuestra que la dependencia del tiempo es un factor influyente que afecta las reglas de fijación de precios utilizadas por los minoristas.*

Diferentes grados de estacionalidad se encuentran en la FCP de todos los grupos del IPC, lo que apunta a una dependencia de tiempo significativa en las reglas de fijación de precios de los minoristas. Por otra parte, las reglas de fijación de precios de alrededor del 32% del IPC pueden ser predichas por contratos de Taylor.

- *La heterogeneidad de la rigidez de precios está presente en los precios al consumidor en Colombia.*

Según Taylor (1999), un hecho estilizado de las economías de mercado es la presencia de heterogeneidad en la fijación de precios. Además, la heterogeneidad de la rigidez de precios parece tener un efecto sustancial en el

comportamiento dinámico de los modelos de contratos escalonados. Así, Carvalho (2006) señala importantes efectos cuantitativos y cualitativos de la heterogeneidad de la fijación de precios sobre el comportamiento dinámico de los modelos de política³.

Basados en una clasificación que homogeniza las rigideces y una comparación con resultados previos de rigideces del IPP en Colombia de Julio y Zárate (2008), encontramos que la fuente de los bienes (importados, y los producidos y consumidos), la estructura del mercado y el nivel de las teorías de manufactura pueden explicar la heterogeneidad de rigidez de precios en los bienes al consumidor en Colombia, que son el 58,7% del IPC. La heterogeneidad de la rigidez de precios de los servicios depende de la regulación y las características particulares de la oferta y la demanda de los servicios y de la rigidez de las innovaciones de costos.

- *Los precios al consumidor en Colombia muestran una leve rigidez a la baja.*

La leve rigidez nominal a la baja en la FCP se relaciona con los artículos flexibles, y la rigidez nominal a la baja de los cambios porcentuales de precios está relacionada con artículos con largas duraciones de rachas de precios en un ambiente de inflación moderada.

- *Las disminuciones de precios son comunes debido a que el 40% de los cambios de precios corresponden a disminuciones.*

Este es un parámetro clave en la calibración de los modelos de costos de menú, como en Golosov y Lucas (2007).

- *Los cambios de precios son más grandes que la inflación promedio en la muestra agregada y los cambios grandes de precios no son infrecuentes.*

El hecho de observar actualizaciones de precios mayores que la inflación promedio podría sugerir la existencia de costos de menú; y el hecho de que

³ Carvalho (2006) encuentra que “los choques monetarios tienden a tener mayores y más persistentes efectos reales en economías heterogéneas cuando son comparadas con economías de firmas-idénticas con grados similares de rigidez nominal y real”. Además, Carvalho y Nechio (2008) muestran que la introducción de la heterogeneidad de las rigideces ayuda a explicar “la lenta dinámica de la tasa de cambio real observada en los datos” en un modelo para una economía abierta, en comparación con un modelo de contrato escalonado por sectores con el mismo grado de rigidez (véanse también Aoki, 2001 y Benigno, 2004).

grandes cambios de precios son comunes, excluye las funciones de costo convexas para los cambios de precios.

- *Sobre la muestra agregada, la sincronización del cambio de precios en el consumidor en Colombia es baja.*

No obstante, la fuerte sincronización de cambio de precios encontrada en los servicios regulados como educación y salud o transportes y comunicaciones, el grado de sincronización de cambio de precios encontrado es comparable con otros estudios.

Hay evidencia de la dependencia tanto del tiempo como del estado de las reglas de fijación de precios de los minoristas en Colombia.

Las reglas de fijación de precios del 32% del IPC en Colombia podrían ser aproximadas por los contratos de Taylor, el 34% por otros tipos de contratos dependientes del tiempo –por ejemplo, las reglas de Calvo– y el restante 34% del IPC por las reglas dependientes del estado, que podrían relacionarse con los costos de menú.

- *Para la decisión de incrementar los precios, los minoristas tienen en cuenta diferente información que cuando deciden disminuir los precios.*

La decisión de incrementar los precios varía con la inflación y la inflación acumulada desde la última actualización de precios. La decisión de disminuir los precios es muy heterogénea entre los diferentes grupos de bienes y servicios y varía con la inflación acumulada desde la última actualización de precios y con la diferencia porcentual del precio con respecto al precio promedio del mercado.

REFERENCIAS

- Altissimo, F., Ehrmann, M., & Smets, F. (2006). *Inflation persistence and price setting behaviour in the euro area, a summary of the IPN evidence* (Working Paper Series N° 46). European Central Bank.
- Álvarez, L., & Hernando, I. (2004). *Price setting behaviour in Spain, stylised facts using consumer price micro data* (Working Paper Series N° 416). Banco de España, ECB.
- Angeloni, I., Aucremanne, L., Ehrmann, M., Galí, J., Levin, A., & Smets, F. (2006). New evidence on inflation persistence and price stickiness in the euro area:

- Implications for macro modeling. *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), 562-574.
- Angeloni, I., Coenen, G., & Smets, F. (2003). *Persistence, the transmission mechanism and robust monetary policy* (Working Paper Series N° 250). European Central Bank.
- Aoki, K. (2001). Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of Monetary Economics*, 48, 55-80.
- Aucremane, L., & Dhyne, E. (2004). *How frequently do prices change? Evidence based on the micro data underlying Belgian CPI* (Working Paper Series N° 331). European Central Bank.
- Aucremane, L., & Dhyne, E. (2005). *Time dependent versus state dependent pricing: A panel approach to the determinants of Belgian consumer price changes* (ECB Working Paper N° 462).
- Baudry, L., Biham, H., Sevestre, P., & Tarrieu, S. (2004). *Price rigidity: Evidence from the French CPI micro data* (Working Paper Series N° 384). European Central Bank.
- Benigno, P. (2004). Optimal monetary policy in a currency area. *Journal of International Economics*, 63, 293-320.
- Bils, M., & Klenow, P. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- Blanchard, O. (1982). *Price desynchronization and price level inertia* (NBER Working Paper N° 900).
- Blanchard, O. (2008). *The state of macro* (NBER Working Paper N° 14259).
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework: The frequency of price adjustments. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks! *Frontiers of Macroeconomics*, 2(1), article 1.
- Carvalho, C., & Nechio, F. (2008). *Aggregation and the PPP puzzle in a sticky prices model*, unpublished mimeo.
- Carvalho, C., & Schwartzman, F. (2008). *Heterogeneous price setting behavior and aggregate dynamics: Some general results*, unpublished manuscript.
- DANE. (1999). *Metodología del IPC-98*, Bogotá, Grupo de Trabajo IPC. Disponible en http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/metodologia_IPC-98.pdf.
- Dhyne, E., Álvarez, L., Bihan, H., Veronesse, G., Dias, D., Hoffmann, J. *et al.* (2006). *Price setting in the euro area some stylized facts from individual consumer price data* (Working Paper Series N° 524). European Central Bank.

- Dias, D., Marques, C., & Santos, J. (2005). *Time or state dependent pricing rules? Evidence from Portuguese micro data* (Working Paper Series N° 511). European Central Bank.
- Dias, M., Dias, D., & Neves, P. (2004). *Stylized features of price setting behavior in Portugal: 1992-2001* (Working Paper Series N° 332). European Central Bank.
- Eichengbaum, M., & Fisher, J. (2003). Testing the Calvo model of sticky prices. *Economic Perspectives*, Q II, 40-53.
- Espinosa, A., Jaramillo, C., & Caicedo, E. (2001). Caracterización del ajuste microeconómico de precios en Colombia. *Revista del Banco de la República*, 890.
- Fisher, T., & Konieczni, J. (2000). Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices. *Economic Letters*, 271-277.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
- Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output. *The American Economic Review*, 85I, 219-239.
- Gagnon, E. (2005). *Price setting during low and high inflation evidence from Mexico*, mimeo, Northwestern University.
- Golosov, M., & Lucas, R. Jr. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, 115, 171-199.
- Gouvea, S. (2007). *Nominal price rigidity in Brazil: A micro evidence approach*, mimeo, Banco Central do Brasil.
- Hofstetter, M. (2008). *Sticky prices and moderate inflation* (Documentos CEDE N° 20), Universidad de los Andes.
- Jaramillo, C., & Cerquera, D. (1999). *Price behavior in an inflationary environment: Evidence from supermarket data* (Borradores Semanales de Economía, N° 138). Banco de la República.
- Julio, J., & Zárate, H. (2008). The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI micro data. *Ensayos sobre Política Económica*, 26(56), 12-44.
- Klenow, P., & Kryvtsov, O. (2003). *State-dependent or time dependent pricing: Does it matter for recent US inflation*, manuscript, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Mackowiak, B., & Smets, F. (2008). *On implications of micro price data for macro models* (Working Paper Series N° 960). European Central Bank.
- Means, G. (1935). Price inflexibility and the requirements of a stabilizing monetary policy. *Journal of the American Statistical Association*, 30(190), 401-413.

- Medina, J., Rappaport, D., & Soto, C. (2007). Dinámica de ajuste de los precios: evidencia de datos microeconómicos para Chile. *Economía Chilena*, 10, 5-26.
- Misas, M., López, E., & Parra, J. (2009). *La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa* (Borradores Semanales de Economía N° 569). Banco de la República.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). Five facts about prices: A reevaluation of menu costs models. *Quarterly Journal of Economics*, 123, 1415-1464.
- Partow, Z. (1995). *Una revisión de la literatura sobre los costos de la inflación* (Borradores Semanales de Economía N° 32), junio, disponible en <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra032.pdf>.
- Poole, R., Ptacek, E., & Verbrugge, R. (2005). *Treatment of Owner-Occupied Housing in the CPI, Bureau of Labor Statistics*. Disponible en <http://www.bls.gov/bls/fesacp1120905.pdf>.
- Rothemberg, J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, 49, 517-531.
- Taylor, J. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Taylor, J. (1999). Staggered price and wage setting in macroeconomics. *Handbook of Macroeconomics*, 15, New York: Elsevier.
- Veronese, G., Fabiani, S., Gattulli, A., & Sabbatini, R. (2005). *Consumer price behavior in Italy: Evidence from micro CPI data* (ECB Working Paper N° 449).
- Walsh, C. (2003). *Monetary theory and policy* (2nd ed.). Cambridge, MA: MIT Press.

¿Cómo se fijan los precios en Colombia? Evidencia de los microdatos del IPP*

Juan Manuel Julio**
Héctor Manuel Zárate***

* Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias del doctor Fernando Tenjo de la Junta Directiva del Banco de la República, e igualmente a Hernando Vargas, gerente técnico del Banco, Andrés González, director del Departamento de Modelos Macroeconómicos, y a Édgar Caicedo, Munir Jalil y Javier Gómez del *staff* del Banco. De igual manera agradecemos a la División de Estadística por su valiosa asistencia con los datos. Las conclusiones y cualquier error que contenga este escrito son la responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República, su Junta Directiva ni a la Universidad Nacional de Colombia.

** Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco de la República y Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: jjulioro@banrep.gov.co, autor corresponsal.

*** División de Estadística, Banco de la República y Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: hzaratso@banrep.gov.co

I. INTRODUCCIÓN

La rigidez de los precios es uno de los supuestos más importantes en el diseño de modelos para la conducción de la política monetaria. En efecto, diversos estudios teóricos han demostrado que el grado de rigidez de los precios afecta la reacción de importantes variables macroeconómicas ante innovaciones de oferta y demanda. En consecuencia, las rigideces de precios son una fuente importante de no neutralidad de la política monetaria¹ (véanse Bils y Klenow, 2004; Rothemberg, 1982; Taylor, 1980).

Más específicamente, el grado de rigidez de los precios determina la pendiente de la curva de Phillips nekeynesiana. En esta curva el comportamiento dinámico de la tasa de inflación, en respuesta a innovaciones en los costos marginales, es altamente dependiente de la regla de precios utilizada en el modelo. En consecuencia, las rigideces de precios determinan el grado de persistencia de la inflación (y otras variables macro), un elemento importante para la conducción de la política monetaria² (véanse Angeloni *et al.*, 2006).

Reconociendo la importancia de las rigideces de precios, los bancos centrales que siguen el esquema de inflación objetivo realizan grandes esfuerzos para determinar las características y determinantes de las reglas de precios individuales que las estipulan. Estas características y determinantes, a su vez, constituyen los fundamentos microeconómicos para el diseño de los modelos para la política monetaria.

La evidencia empírica sobre las rigideces de precios en diferentes países proviene de dos fuentes principales: de estudios cuantitativos sobre bases de datos de precios individuales y de encuestas sobre los aspectos cualitativos de las reglas de precios de las firmas. Los estudios cuantitativos son particularmente convenientes para estudiar la manera como las firmas fijan sus precios, dado que contienen una enorme cantidad de reportes durante un período prolongado de tiempo. Sin embargo, esta evidencia se complementa usualmente con la que proviene de encuestas sobre

¹ Las rigideces de precios tienen que ver con el hecho de que los precios de los bienes y servicios no reaccionan inmediatamente a innovaciones de oferta y demanda.

² La persistencia de la inflación se relaciona con el comportamiento dinámico de la tasa de inflación (con respecto a un “equilibrio”), luego de una innovación.

aspectos cualitativos de las reglas de precios que no se podrían determinar de otra manera³ (véanse Álvarez, Dhyne *et al.*, 2005).

Hay varias razones para estudiar la manera como las firmas fijan sus precios. Primero, aunque el objetivo final del banco es la inflación del IPC, varias de las teorías sobre la fijación de precios se relacionan con los precios del productor en vez de los precios al consumidor. Segundo, estudios teóricos han demostrado que las políticas monetarias que no tienen en cuenta la inflación del IPP, o las innovaciones sectoriales en este, tienden a producir pérdidas de bienestar más grandes, en comparación con las políticas que tienen en cuenta las inflaciones del IPC y del IPP (Huang y Liu, 2005). Y tercero, los canales de la política monetaria pueden diferir y ser relativamente más importantes para los precios del productor que para los del consumidor, especialmente si los minoristas usan reglas simples (véanse Basu, 1995; Gautier, 2006).

Además, los precios del productor difieren de los precios al consumidor, debido a que los productores tienen relaciones más cercanas con sus clientes, lo cual se transforma en relaciones de largo plazo basadas en contratos explícitos. Además, la falta de anonimato en los mercados del productor genera resistencia en los clientes y, dependiendo del grado de competencia, incrementa la posibilidad de colusión. Así mismo, los costos de menú parecen ser menos importantes que en los precios al consumidor y la jerarquía de los consumidores es más relevante. En consecuencia, la manera como las firmas fijan sus precios puede diferir notoriamente de como lo hacen los distribuidores minoristas.

Las rigideces de precios se analizan en modelos estilizados de dos maneras distintas: mediante reglas “dependientes del tiempo” o “dependientes del estado”. En las reglas dependientes del tiempo, los precios permanecen constantes por un período de tiempo de longitud estocástica y predeterminada (contratos de Taylor), o a una fracción estocástica y predeterminada de firmas se le permite cambiar los precios en cada período de tiempo (regla de Calvo). En las reglas dependientes del

³ Debido a que las encuestas se aplican con muy poca frecuencia, en períodos de tiempo cuya coyuntura económica difícilmente se repite en la historia, estas se enfocan en características cualitativas invariantes en el tiempo, como el tipo de información que tienen en cuenta las firmas para ajustar sus precios, el grado de competencia al que están expuestas, etc.

estado, la probabilidad de cambio de precios es endógena al estado de la economía, pero las firmas afrontan costos por el ajuste de sus precios.

Diferentes autores plantean que una causa importante de las rigideces es la ausencia de sincronización en los cambios en los precios de productos particulares. En efecto, los productores parecen preferir ajustes relativamente infrecuentes de precios, para evitar movimientos grandes en los precios relativos, cuando confrontan innovaciones nominales no sincronizadas. En las reglas dependientes del tiempo, por ejemplo, los cambios de precios no son sincronizados y esa ausencia de sincronización genera las rigideces (véase Blanchard, 1982).

De igual forma, muchos economistas argumentan que los precios son más rígidos a la baja que al alza. En efecto, algunos argumentan que el precio es una señal de la calidad del bien y, en consecuencia, las firmas evitan las reducciones. Otros argumentan que los consumidores no responden eficientemente ante las disminuciones de precios, por lo cual las firmas las evitan. Finalmente, otro grupo propone que las firmas son más cautelosas con las reducciones de sus precios, debido al comportamiento estratégico entre ellas, ante la existencia de innovaciones no sincronizadas.

La existencia de “fuertes” rigideces a la baja de los precios se asocia con pérdidas grandes en el bienestar por la política monetaria. Por el contrario, la existencia de leves rigideces a la baja, acompañadas de una inflación pequeña, se asocia con la eficiencia del sistema de precios, ya que permite que los precios reales (relativos) se reduzcan cuando sea necesario, para facilitar la consecución de un objetivo estable en el largo plazo.

Además, distintos autores postulan que los costos de cambiar los precios son un ingrediente importante en la determinación de la rigidez de precios. En efecto, si los costos de ajuste de los precios son convexos (con respecto al tamaño del ajuste), los ajustes grandes serían muy costosos para las firmas y, por esta razón, los realizarían con poca frecuencia. En las reglas dependientes del estado, por ejemplo, los costos de ajustar los precios son un ingrediente importante en la determinación de la rigidez de los precios.

En este trabajo exploramos el modo en que los productores e importadores colombianos fijan sus precios, con base en los reportes mensuales de precios que se utilizan para el cálculo del IPP, de junio de 1999 a octubre de 2006. De acuerdo

con la discusión anterior, nos enfocamos en cinco preguntas: a) ¿Los precios son rígidos o flexibles? b) ¿Es más probable un incremento que una disminución? c) ¿Están sincronizados los cambios de precios? d) ¿La regla de fijación de precios es dependiente del tiempo o del estado? e) ¿Son grandes los cambios de precios? Las respuestas a estas preguntas proveen los fundamentos microeconómicos para los modelos de política monetaria en este país.

Debido a que este es un trabajo exploratorio, incluimos poca información externa y, en consecuencia, nuestros resultados son incondicionales y descriptivos. Sin embargo, interpretamos nuestros resultados, tanto como fue posible, en función de modelos económicos y sus posibles implicaciones.

Aparte de esta introducción, este escrito se divide de la siguiente manera. En la Sección II se resumen las definiciones que utilizaremos en este trabajo (que son comunes a los estudios de rigideces de precios), se describe la base de datos y su tratamiento (el cual tiene un impacto importante sobre las estimaciones) y se describe la metodología y el esquema de ponderaciones del IPP. Al describir las ponderaciones, obtenemos un ordenamiento de la canasta de acuerdo con el grado de manufactura de los bienes a un nivel muy agregado, el cual se utilizará para la interpretación de los resultados que se encuentran en la Sección III. En la IV, concluimos.

II. METODOLOGÍA

A. Definiciones

Un producto particular es un bien o servicio que se negocia en la economía, el cual tiene un origen definido (producido y consumido, o importado) y cuya marca, presentación, empaque, unidad de medida y contenido, entre otros rasgos, son únicos. Una categoría de producto es un producto particular cuyo precio es reportado por un productor o importador claramente localizado e identificado.

Una clase de productos es una canasta o grupo de productos individuales. Hay muchas maneras de agregar productos individuales en las bases de datos del IPP. En el caso colombiano, las clases se refieren a las interacciones, en diferentes niveles, del origen (producidos y consumidos, o importados), de la adaptación local a nueve dígitos del código CIIU y del destino de los bienes (consumo intermedio, consumo

final, bienes de capital y materiales de construcción). Además, de acuerdo con el Banco de la República (1999), el IPP se puede obtener para muchas otras canastas.

Los estudios de rigideces de precios se basan en el concepto de duración, el período de tiempo que el precio de una categoría de producto permanece constante. Definimos, así mismo, una secuencia de precios como una sucesión interrumpida de reportes de precios de una categoría específica de producto.

Una categoría particular de producto puede estar asociada con más de una secuencia de precios, debido a la aparición de valores perdidos. Estos valores pueden suceder por distintas razones, como la falta de disponibilidad transitoria de una firma o categoría particular. En estas circunstancias, los administradores del IPP siguen normas muy estrictas para la imputación de los valores perdidos. Cuando la no disponibilidad de la firma o producto es permanente, hablamos de un desgaste de la muestra o de categorías de producto.

Un *spell* de precios es una sucesión interrumpida de reportes constantes de precios asociados a una única categoría de producto. Por ejemplo, el Gráfico A2.1 presenta cinco secuencias de precios que pertenecen a un producto particular medido en cinco ciudades distintas. En este gráfico se puede observar que los precios observados tienden a moverse paralelamente en el largo plazo y que algunas de las secuencias tienen *spells* más largos que otras. También se puede ver que los cambios de precios no son sincronizados. Finalmente, vale la pena mencionar que los cambios grandes en los precios de este producto son frecuentes, así como lo son las reducciones de precios.

En la mayoría de los casos, el inicio de una secuencia particular de precios no coincide con la fecha en que el producto o la firma entraron en la economía. Por lo tanto, el primer *spell* de cada secuencia es usualmente censurado. De forma similar, el final del último *spell* no coincide con la fecha en que el producto o firma salió del mercado y, entonces, está truncado. El truncamiento puede ocurrir por el desgaste, voluntario u obligatorio, de la muestra (véanse Baudri, Biham, Sevestre y Tarrieu, 2004).

Para una categoría particular y un *spell*^s, las rigideces de precios se estudian a través de la duración del *spell*^{T_s}, o la frecuencia de cambio de precios F_s . La frecuencia de cambio de precios es el porcentaje de la canasta de firmas (que

pertenecen a una clase de producto particular) que cambia sus precios en un período dado de tiempo.

La duración (que es una medida de serie de tiempo) y la frecuencia de cambio de precios (que es una medida de corte transversal), medidas en toda la muestra, se relacionan a través de la fórmula:

$$T = \frac{1}{F}, \quad (1)$$

de la cual se puede obtener una estimación indirecta de la duración.

Los estimadores directos, no paramétricos, de la duración se basan en muy pocos supuestos, pero solo pueden incluir los *spells* no censurados. Los estimadores no paramétricos indirectos, aquellos basados en la frecuencia de cambio de precios, pueden utilizar los *spells* censurados con el costo de suponer que la función *hazard* es constante⁴.

En los contratos de Taylor, por ejemplo, la función *hazard* implícita es creciente, dependiendo de la distribución de las duraciones que se suponga. En las reglas de precios dependientes del estado, la función *hazard* depende de la distribución de las innovaciones y usualmente es creciente. Una función *hazard* constante, como la que implicaría una regla de Calvo determinística, es difícil de justificar en la práctica.

B. La base de datos

Nuestra base de datos se compone de 540.069 reportes mensuales de precios entre junio de 1999 y octubre de 2006, usados para el cálculo del IPP colombiano. En promedio hay 6.178 reportes cada mes, que corresponden al número promedio de categorías de producto muestreadas. La metodología muestral y de cálculo del IPP se encuentra en el Banco de la República (1999).

⁴ La función *hazard* describe la probabilidad de que suceda un cambio de precios condicional a que este no haya cambiado durante los k períodos anteriores, en función de k . La función de sobrevivencia es análoga a la *hazard* y determina la probabilidad de que un *spell* de precios dure más de k períodos.

En comparación con las bases de datos estudiadas en seis países de la Unión Europea, pertenecientes a la *Inflation Persistence Network* (IPN), nuestra muestra es modesta, tanto en su tamaño como en el cubrimiento de tiempo. En efecto, de acuerdo con el Cuadro A1.1, el número de registros de nuestra muestra es superior únicamente a la muestra italiana, que contiene 71.000 registros, y al igual que esta cubre solo seis años aproximadamente.

Por otro lado, la canasta analizada en nuestro estudio es similar a las de los países de la IPN. Nuestra muestra incluye la totalidad del IPP, al igual que la alemana, la portuguesa y la española, mientras que la italiana y la francesa cubren solo el 44% y el 92% de la canasta, respectivamente (véanse Vermeullen *et al.*, 2007).

Una característica única de nuestra base de datos es que los valores perdidos se solicitan y son grabados en la base de datos *ex post*. Aunque estos reportes de precios no se usan para el cálculo del IPP, reemplazan los valores perdidos correspondientes, lo que reduce su número en la muestra. Cuando el dato *ex post* tampoco está disponible, el administrador del IPP realiza la imputación hasta por tres períodos, cuando se registra en la base de datos el desgaste de la muestra.

La imputación se realiza haciendo un *carry over* del precio del período anterior, en su denominación, y en cada período de tiempo se actualiza la tasa de cambio correspondiente. La base de datos contiene 32.693 reportes imputados por el administrador del IPP, 6,10% de la muestra original. Sin embargo, la base de datos contiene 1.750 valores perdidos no imputados. Debido a su reducido número, estos fueron imputados siguiendo la misma regla.

Todos los países de la IPN reportan el uso de algún tipo de imputación, excepto en Francia y Alemania (véase el Cuadro A1.1).

Nuestra base de datos contiene variables indicadoras que describen eventos transitorios como las ventas de saldos de inventario, promociones, devoluciones por descuentos, ventas de productos defectuosos y ventas de compañías en proceso de liquidación. Estos reportes fueron excluidos de nuestro análisis, los cuales equivalen solo al 0,74% de la muestra total.

Con respecto a los impuestos, de acuerdo con el Banco de la República (1999), los reportes de precios del IPP excluyen las tasas, al igual que los estudios de la IPN (véase el Cuadro A1.1).

Finalmente, la mayoría de los informantes reportan sus precios mensualmente. Sin embargo, algunos solicitan que la frecuencia de recolección sea inferior. En estos casos, la recolección se realiza según la frecuencia solicitada, pero continuamente se le pide al informante la actualización de la frecuencia de recolección.

C. Ponderación

En el IPP operan dos tipos de ponderaciones. En el nivel más alto de desagregación hay un esquema de ponderaciones flexibles, el cual aplica principalmente para productos agrícolas. A partir del nivel CIIU a siete dígitos hacia abajo rige un esquema de ponderaciones fijas para toda la canasta. En nuestras estimaciones aplicamos las ponderaciones promedio de la muestra para las desagregaciones más altas.

Al igual que en otros trabajos sobre la flexibilidad de precios, establecimos la hipótesis de que la forma como las firmas ajustan sus precios se diferencia de acuerdo con el origen de los bienes (importaciones, o producidos y consumidos) y su nivel de manufactura. El primero se relaciona con el efecto de las variaciones de la tasa de cambio sobre los precios de los bienes importados y con la naturaleza de las innovaciones a que está sujeto el importador, en comparación con el productor local de bienes de consumo interno. El segundo se relaciona con el efecto que tienen las innovaciones no sincronizadas sobre los precios de los bienes, en la medida que el número de pasos de manufactura se incrementa (véanse Blanchard, 1982; Clark, 1999).

El Cuadro A1.5 muestra la distribución de las ponderaciones para cada destino, en cada celda de la interacción entre el código CIIU a un dígito y el origen de los bienes. El cuadro está organizado de forma que enfatice la relación entre el destino de los bienes y su composición, de acuerdo con el código CIIU a un dígito, como *proxy* del nivel de manufactura de los bienes. De igual modo, se persigue destacar la diferencia en la composición de los bienes importados en comparación con los producidos y consumidos.

En el panel superior del Cuadro A1.5, se muestra la distribución de las ponderaciones de cada destino de acuerdo con el origen y código CIIU a un dígito. En el panel inferior se muestra la distribución de las ponderaciones de cada destino y origen de acuerdo con el código CIIU a un dígito⁵.

⁵ La estructura completa de ponderaciones se halla a partir del Cuadro A1.5, al tener en cuenta que el 38,8% del IPP corresponde al consumo final, 43% al consumo intermedio, 10,2% a bienes de capital y el restante 8 % a materiales de construcción.

El panel superior muestra que los materiales de construcción, así como los bienes intermedios y de consumo final, tienen un alto componente de bienes producidos y consumidos. En efecto, el 81,5%, 78% y 85,6% de cada destino, respectivamente, corresponden a bienes producidos y consumidos. Sin embargo, solo el 27,8% de los bienes de capital son producidos y consumidos. Además, se destaca que las importaciones colombianas son básicamente manufacturas con un componente pequeño de agricultura y minería.

El panel inferior permite establecer un ordenamiento, por lo menos para bienes producidos y consumidos, de acuerdo con el grado de manufactura de los bienes. El ordenamiento se realiza al comparar las ponderaciones de los bienes manufacturados y agrícolas en los diferentes destinos. En efecto, los bienes destinados a consumo intermedio se componen de 56% de manufacturas y 41% de productos agrícolas. Esto coloca a los bienes de consumo intermedio en el nivel más bajo de manufactura. El tercer nivel de manufactura corresponde al consumo final con 83% y 17%, respectivamente. El segundo nivel corresponde a bienes de capital con 94% y 6%, respectivamente, y el primer nivel de manufactura corresponde a los bienes de construcción con 91% de manufacturas y 9% de minería y canteras.

Para las importaciones, sin embargo, no se puede establecer un ordenamiento similar debido a las variaciones en la frecuencia de importación de los bienes.

D. Metodología

La estimación directa de la duración media de los *spells* de precios requiere que estos no estén censurados, es decir, no se pueden usar el primer y el último *spell* de cada secuencia. Sin embargo, los estimadores indirectos de la duración media de los *spells*, derivados de la frecuencia de cambio de precios, pueden utilizar los *spells* censurados y, por lo tanto, son menos sesgados y más eficientes que los primeros.

Luego de descartar los *spells* censurados, se identificaron 159.090 *spells* en la base de datos, 14,5 *spells* en promedio por cada secuencia de precios

En nuestra muestra, una secuencia de precios se identifica como una sucesión ininterrumpida de reportes de precios P_{mjkt} , donde $t = 1, 2, 3, \dots, T$ es el período de tiempo y $k = 1, 2, 3, \dots, K_{mj}$ identifica la categoría de producto reportada por el $j = 1, 2, 3, \dots, J_m$ informante que pertenece a la clase mínima $m = 1, 2, 3, \dots, M$. La triplete (m, j, k) identifica de manera única la secuencia de precios.

Sea $i = 1, 2, 3, \dots, N_{mjk}$ el identificador del i -ésimo *spell* de precios en la secuencia (m, j, k) y sea T_{mji} su duración.

Se puede estimar la duración media de la categoría de producto (m, j, k) como

$$\bar{T}_{mjk} = \frac{1}{N_{mjk}} \sum_{i=1}^{N_{mjk}} T_{mji} . \quad (2)$$

Sin embargo, nuestra base de datos no identifica productos particulares. En lugar de esto, estimamos la duración media de cada clase mínima como:

$$\bar{T}_m = \frac{1}{\sum_{j=1}^{J_m} \sum_{k=1}^{K_{mj}} \alpha_{jk}} \sum_{j=1}^{J_m} \sum_{k=1}^{K_{mj}} \alpha_{jk} \bar{T}_{mjk} , \quad (3)$$

donde α_{jk} es la ponderación promedio del producto particular en la clase mínima.

La duración media para agregaciones más amplias se calcula a través de promedios ponderados, con las ponderaciones correspondientes del IPP:

$$\bar{T}_n = \frac{1}{\sum_{m=1}^{M_n} \alpha_m} \sum_{m=1}^{M_n} \alpha_m \bar{T}_m , \quad (4)$$

donde α_m es la ponderación del IPP asociada a la m -ésima clase mínima.

El hecho de que no podamos realizar estimaciones para productos particulares, sino para clases mínimas, afecta la interpretación de las cifras al nivel más desagregado. A este nivel, las duraciones son promedios no ponderados de las diferentes categorías de producto que las componen. Sin embargo, no se espera que existan sesgos ya que las duraciones de los *spells* se calculan a nivel de cada categoría de producto.

Siguiendo el mismo procedimiento se pueden calcular diferentes estadísticas con respecto a la duración. En este trabajo nos enfocamos en la duración mediana, los cuartiles de la distribución y la desviación estándar ponderada.

Estimaciones indirectas de la duración se pueden obtener de la estimación de la frecuencia media de cambio de los precios (FCP). La FCP promedio corresponde a la proporción de la canasta, en una clase mínima, que cambia sus precios en un período de tiempo particular y es, entonces, una medida de corte transversal⁶. Para la muestra total se calcula el promedio a lo largo de la muestra.

La estimación de la FCP requiere el cómputo del porcentaje de la canasta de la clase mínima que cambia sus precios en un período de tiempo especificado. Para esto, definimos una variable que indica si las (j, k) -ésima firma de la m -ésima clase mínima cambian el precio en el período t , así:

$$I_{m,j,k,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } p_{m,j,k,t} \neq p_{m,j,k,t-1} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

y en consecuencia, la FCP estimada para la m -ésima clase mínima en el período t se definió como:

$$F_{mt} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{j_m} \sum_{k=1}^{k_{mj}} W_{mjk}} \sum_{j=1}^{j_m} \sum_{k=1}^{k_{mj}} W_{mjk} I_{mjkt}$$

y

$$\bar{F}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_{mt}$$

es la frecuencia estimada de cambio de precios para toda la muestra para la m -ésima clase mínima.

Siguiendo el procedimiento anterior, se pueden estimar las estadísticas que caracterizan la distribución de las FCP a cualquier nivel de desagregación. De igual forma se pueden calcular las frecuencias de los incrementos y disminuciones.

⁶ La estimación no paramétrica de la FCP supone que la función *hazard* es constante.

III. ¿CÓMO FIJAN LAS FIRMAS COLOMBIANAS SUS PRECIOS?

A. ¿Los precios son rígidos o flexibles?

Para responder esta pregunta se estiman las distribuciones de las duraciones directas y de las FCP, para distintas clases de productos a diferentes niveles de desagregación hasta las clases mínimas. Se estudian igualmente las distribuciones de acuerdo con el origen y destino de los productos a diferentes niveles del código CIIU. Los resultados se muestran en los Cuadros A1.7 y A1.8, al igual que en los Gráficos A2.2a y A2.2b. Los resultados para mayores niveles de desagregación se pueden solicitar a los autores.

Los hallazgos con respecto a esta pregunta se resumen en lo siguiente:

- *La duración promedio ponderada de los spells de precios de la canasta del IPP es de 5,52 meses y 20,2% de la canasta cambia de precio cada mes, pero hay un grado muy alto de heterogeneidad de las duraciones, entre y dentro de diferentes clases de productos, a diferentes grados de desagregación.* La desviación estándar estimada de las duraciones es de 4,16 meses (Cuadro A1.7).
- *La heterogeneidad de las duraciones de los spells de precios se puede explicar, en parte, por el origen de los bienes.* Debido a las variaciones de la tasa de cambio, no solo hay una marcada diferencia entre la duración de los bienes importados y de los producidos y consumidos (3,84 y 6,03 meses, respectivamente), sino que también se observan ganancias por homogeneidad en la canasta de importados, dado que la desviación estándar de las duraciones de los importados se reduce a 3,41 meses y el coeficiente de variación de las duraciones de los producidos y consumidos se reduce con respecto al de la canasta total (Cuadro A1.7).
- *La heterogeneidad de las duraciones de los spells de precios se puede explicar también, en parte, por el grado de manufactura de los bienes.* En efecto, para los bienes producidos y consumidos, el ordenamiento de las duraciones promedio es similar al que se obtuvo al analizar las ponderaciones del IPP en la Sección II Apartado C, los materiales de construcción tienen la mayor duración (7,73 meses), el consumo intermedio la más pequeña (5,29) y el consumo final y los bienes de capital están en la mitad, con 6,43 y 6,46 meses, respectivamente. También se observan ganancias de homogeneidad al desagregar la muestra de esta forma, dado

que las desviaciones estándar para el consumo intermedio y los materiales de construcción (3,92 y 2,78 meses, respectivamente) son inferiores a las calculadas para la canasta de producidos y consumidos (4,23 meses). Vale la pena resaltar que el coeficiente de variación para los materiales de construcción se reduce a 2,78, lo que muestra una notable disminución en la heterogeneidad para esta canasta (Cuadros A1.7 y A1.8).

- *La rigidez de los precios se incrementa a medida que la inflación se reduce.* En efecto, si no se tienen en cuenta las diferencias entre las canastas, nuestros resultados son consistentes con trabajos previos para Colombia. Jaramillo y Cerquera (1999) concluyen que, en promedio, los precios de los consumidores permanecen constantes durante dos meses, en un período en el que la inflación del IPC era de 28%. Espinosa, Jaramillo y Caicedo (2001) estiman una duración promedio de cuatro meses, en un período en el que la inflación era de 25%. Nuestros resultados muestran una duración de 5,5 en un período en el que la inflación del IPP es de 7%. Además, el Gráfico A2.2b muestra una tendencia claramente creciente en las duraciones, con una pendiente más grande entre 1999 y 2000, como se esperaba de acuerdo con el gran ajuste luego de la crisis de 1998. Luego de esto, la tendencia es pequeña pero estable, consistente con la continua desinflación que siguió al año 2000.
- *El análisis de la distribución de la FCP produce resultados similares.*

Los resultados para Colombia son comparables con los de la IPN. En efecto, la FCP para los seis países de la IPN combinados es de 21% de la canasta del IPP. La mayor flexibilidad se presenta en Francia, donde 25% del IPP cambia cada mes, y la mayor rigidez en Italia, donde solo 15% de la canasta del IPP cambia cada mes. Los resultados colombianos (20% de la canasta del IPP cada mes) están en el rango medio de los seis países. Sin embargo, si se tiene en cuenta que la inflación promedio durante la muestra de los seis países de la Unión Europea (UE) era inferior a 2,5% y que la colombiana era de 7%, se podría concluir que nuestros precios del IPP son más rígidos que los de estos países (véanse Vermeulen *et al.*, 2007).

De igual manera, los estudios individuales de los distintos países, así como el del conjunto de los seis, reportan resultados similares a los nuestros con respecto a la heterogeneidad. Vermeulen *et al.* (2007) informan una relación directa entre la duración de los *spells* de precios y la cantidad de transformación para producir ítems particulares.

El hallazgo de que el comportamiento de los productores de bienes se diferencia por su grado de manufactura ha sido descrito por Blanchard (1982, p. 2). De acuerdo con este autor, “la falta de sincronización implica efectos serpenteantes, es decir, los movimientos en los precios de los factores se transmiten lentamente a los de los bienes intermedios, y estos se transmiten de manera similar a los de los bienes finales”. Así, la rigidez de los precios se relaciona de manera directa con el número de pasos necesarios para su manufactura. En consecuencia, los bienes que están en niveles bajos de manufactura tienen una variabilidad más alta en los precios y beneficios que los que están más altos en esa escala.

B. ¿Un incremento de precios es más probable que una disminución?

Para responder a esta pregunta se estimaron las frecuencias de los incrementos y disminuciones de precios, de acuerdo con el origen, destino y código CIIU a un dígito. Los resultados se encuentran en el Cuadro A1.9 y los hallazgos se resumen en los siguientes puntos:

- *Los incrementos de precios son ligeramente más probables que las disminuciones.* En efecto, solo en un caso, las importaciones mineras destinadas al consumo intermedio, la frecuencia de los incrementos de precios es inferior a la de las disminuciones, 10% y 10,8%, respectivamente (Cuadro A1.9).
- *La razón entre la frecuencia del incremento de precios y la frecuencia de las disminuciones se relaciona con el origen de los bienes.* En efecto, esta razón es más grande para los bienes producidos y consumidos que para los importados. Solo en un caso, los productos agrícolas destinados al consumo final, es más grande para las importaciones. Por lo tanto, hay una diferencia clara de comportamiento en la fijación de los precios de acuerdo con el origen de los bienes (Cuadro A1.9).
- *La razón entre la frecuencia del incremento de precios y la frecuencia de las disminuciones se relaciona con el nivel de manufactura de los bienes.* Para los bienes producidos y consumidos, este cociente es más grande para las manufacturas, mediano para la minería y más pequeño para la agricultura (Cuadro A1.9).
- *Dado el nivel de inflación observado durante la muestra, hay una frecuencia sorpresivamente grande de las disminuciones de precios.*

Al igual que en la UE, nuestros resultados apuntan a un nivel modesto de rigideces a la baja. En consecuencia, no hay evidencia de que existan fuertes rigideces nomi-

nales a la baja en Colombia. Este resultado es similar, tanto en magnitud como en dirección, a los encontrados en la UE en conjunto, así como en cada uno de los seis países.

La existencia de una ligera rigidez nominal a la baja podría explicar, en parte, la existencia de una inflación positiva de la magnitud que se observa durante la muestra. Además, ayuda a justificar que el Banco de la República persiga una meta de inflación positiva y baja en el largo plazo (3%), ya que esta permite que los precios reales (relativos) se reduzcan cuando sea necesario para facilitar la consecución del objetivo en el largo plazo. De igual forma, la no existencia de fuertes rigideces nominales a la baja indica que en Colombia el costo adicional de reducir la inflación, debido a este tipo de rigidez, es comparable con el de los seis países de la UE mencionados.

C. ¿Los cambios de precios están sincronizados dentro de las clases mínimas de productos?

Para determinar el grado de sincronización de los cambios de los productos en las clases mínimas del IPP colombiano, calculamos el índice de sincronización propuesto por Fisher y Konieczni (2000). Estos autores proponen usar la razón entre la desviación estándar de los cambios de precios a nivel de las clases mínimas y la desviación estándar teórica que implica la frecuencia de cambio promedio de los precios que se hubiese observado en las clases mínimas bajo el supuesto de perfecta sincronización. Esta razón es uno cuando hay sincronización perfecta, y cero bajo *staggering* perfecto⁷ (véanse Aucremane y Dhyne, 2004, Díaz, Robalo, Neves y Santos, 2004).

⁷ Para una clase mínima dada, sea p_t la FCP en el período t . El índice de sincronización propuesto por Fisher y Konieczni (2000) se calcula como $FK = \sqrt{\frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (p_t - \bar{p})^2}{\bar{p}(1-\bar{p})}} = \frac{\sqrt{s_{p_t}^2}}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}$, donde $\bar{p} = \frac{\sum_{t=1}^T p_t}{T}$ y $s_{p_t}^2$ son la media y la varianza muestral de p_t , respectivamente. Si la sincronización es perfecta, todas las firmas de la clase mínima cambian sus precios en un período de tiempo dado, o ninguna lo hace. Por lo tanto, p_t es una variable *dummy* y $s_{p_t}^2 = \bar{p}(1-\bar{p})$, lo cual implica que $FK = 1$. Ahora, si $p_t = \bar{p} \forall t$, es decir, bajo *staggering* perfecto, con una proporción fija de firmas p_t , que cambian sus precios cada período, $FK = 0$. Por lo tanto, dado $\bar{p}$, FK mide la proximidad de $s_{p_t}^2$ a su límite superior.

Los resultados se presentan en los Gráficos A2.2 y A2.3 y el principal hallazgo es el siguiente:

- *Los productores e importadores colombianos tienden a sincronizar muy poco los cambios de sus precios.* En efecto, el Gráfico A2.3 muestra la frecuencia de clases mínimas (barras medidas en la escala izquierda), para cada nivel de la razón de sincronización (eje x) y la ponderación acumulada correspondiente (línea medida en la escala derecha), para las clases mínimas. La distribución de la razón de sincronización es altamente sesgada con una única moda alrededor de 0,175, donde la ponderación acumulada alcanza el 80% del IPP. Además, 98% de la canasta tiene un grado de sincronización inferior a 0,3, y solo el 0,15% de la canasta tiene un grado de sincronización superior a 0,95. Sin embargo, el Gráfico A2.2 sugiere la existencia de sincronización estacional a niveles muy agregados (Gráficos A2.2 y A2.3).

Este hallazgo es consistente con la afirmación de que la falta de sincronización causa las rigideces de precios. En efecto, los investigadores de Italia encuentran un grado muy bajo de sincronización (acorde con su alta rigidez) y los de Alemania un grado muy alto de sincronización en el sector metalmecánico debido al alto poder de negociación de sus sindicatos (acorde con su menor rigidez). En consecuencia, nuestros resultados sugieren que la rigidez observada en el IPP colombiano se explica, por lo menos en parte, por la ausencia de sincronización.

D. ¿La regla de precios es dependiente del estado o del tiempo?

Para responder a esta pregunta presentamos dos tipos de información: un modelo logístico condicional para la decisión de no cambiar el precio, y la descomposición de la varianza de la inflación de Klenow y Krivtsov (2003)⁸. El primero muestra

⁸ De acuerdo con Klenow y Krivtsov (2003), la tasa de inflación se puede escribir como el producto de la FCP por el cambio porcentual de precios $\pi_t = FPC_t D(P_t)$, donde P_t es el nivel de precios y D es el operador diferencia. La volatilidad del primer término aparece en muchos modelos dependientes del estado, y la volatilidad del segundo es la única fuente de fluctuaciones en modelos dependientes del tiempo. Al escribir $\pi_t = FPC_t \overline{D(P_t)} + \overline{FPC_t} D(P_t) + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)}) - \overline{FPC_t} D(P_t)$ se encuentra una descomposición exacta de la varianza, $V(\pi_t) = FPC_t^2 V(D(P_t)) + V(\overline{FPC_t} D(P_t) + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)})) + 2Cov_t$, donde $Cov_t = Cov(\overline{FPC_t} D(P_t), \overline{FPC_t} D(P_t) + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)}))$.

los determinantes que influyen en la decisión de cambiar o no cambiar el precio y determina la importancia de estos. La segunda ayuda a determinar la importancia de la dependencia del tiempo y del estado en las reglas de precios de los productores.

En el modelo logístico condicional se incorporan, de acuerdo con nuestra discusión previa, el origen de los bienes (*source*), el código CIIU a un dígito (CIIU1) y factores relacionados con el tiempo, el año y el mes del reporte de precios. Se incluyen también factores de estado como la tasa anual de devaluación, la tasa de inflación y la brecha del producto. Dado que nuestro análisis incluye variables categóricas, la significancia e importancia global de cada factor se estudia a través del análisis de varianza tipo III. El Cuadro A1.10 contiene los resultados de la estimación con todos los factores y variables (panel superior) y los factores que quedan luego de un análisis *stepwise* para la selección de los factores significantes (panel inferior).

Los resultados se presentan en los Cuadros A1.10 a A1.12 y los hallazgos se resumen en los siguientes puntos:

- *Hay una dependencia clara tanto de los factores de estado como los de tiempo en la decisión de cambiar o no el precio, con una clara dominación de los factores de tiempo.* En efecto, los factores relacionados con el tiempo, como el mes y año del reporte, son más significativos que los relacionados con el estado en el modelo logístico condicional. Además, debido a la correlación entre la inflación y la brecha del PIB en la muestra, solo la inflación entra en el modelo (Cuadro A1.10, panel inferior), lo cual muestra que la tasa de inflación observada afecta la decisión de cambiar o no el precio. Sin embargo, al remover la tasa de inflación, la significancia de la brecha del PIB se incrementa notablemente. La dominancia de los factores de tiempo del Cuadro A1.11 se confirma al observar el comportamiento de la descomposición de la varianza de la inflación de Klenow y Krivtsov del Cuadro A1.12. En general, el componente relacionado con la dependencia del tiempo es superior al relacionado con la dependencia del estado.
- Así mismo, se observa que en la estimación del modelo logístico condicional los factores más importantes son el origen de los bienes y el código CIIU a un dígito (como *proxy* del grado de manufactura), resultados que están de acuerdo con la discusión anterior.

- *Para bienes producidos y consumidos la contribución de la dependencia del estado o del tiempo depende del grado de manufactura de los bienes.* En efecto, para manufacturas producidas y consumidas, el componente relacionado con la dependencia del estado se localiza entre el 16,5% y el 34% de la varianza total de la inflación (Cuadro A1.12).

Los estudios internacionales hallan evidencia de una fuerte dependencia de los factores de tiempo, con una pequeña y significativa dependencia de los factores de estado. En el caso de Francia, por ejemplo, los factores relacionados con el tiempo determinan el 92,2%, en promedio, de la varianza total de la inflación.

E. ¿Son grandes los cambios de los precios?

Para responder a esta pregunta se calcularon los incrementos y las disminuciones porcentuales promedio de los precios. Los resultados se encuentran en el Cuadro A1.13 y los hallazgos se resumen en los siguientes puntos:

- *Los incrementos/las disminuciones porcentuales promedio no son muy diferentes de la tasa de inflación observada a lo largo de la muestra* (Cuadro A1.13).
- *Sin embargo, esta evidencia implica que una porción grande, teniendo en cuenta la estructura de ponderación de la canasta, realizan cambios absolutos de precios por encima de la inflación.* Dicho de otra manera, son frecuentes los cambios absolutos de precios mayores que la inflación, lo cual indica la no existencia de costos convexos (Cuadro A1.13).
- *La heterogeneidad de los incrementos y las disminuciones porcentuales de precios se relacionan con el origen y grado de manufactura de los bienes.* Al analizar la razón entre el incremento porcentual y la disminución porcentual se observa que esta es más grande para bienes producidos y consumidos que para importados, y que se presenta un ordenamiento claro, de acuerdo con el grado de manufactura de los bienes, dentro de los bienes producidos y consumidos (Cuadro A1.14).

En concordancia con nuestros resultados, los seis países de la UE considerados encuentran evidencia de que los costos no son convexos.

IV. CONCLUSIÓN

En promedio, los productores colombianos (importadores y productores locales de productos consumidos en el país) cambian sus precios con relativa frecuencia: 20,2% de la canasta cada mes. Aunque este resultado es similar al de seis países de la UE, si se tiene en cuenta la inflación durante la muestra, nuestros precios son más rígidos, lo cual implica que, *ceteris paribus*, nuestros ciclos son más amplios que en la UE.

Al explorar las causas de la rigidez de precios en Colombia, se encuentra que la falta de sincronización es un factor muy importante, pero los costos asociados a los cambios de precios no parecen ser convexos. Por lo tanto, no parecen ser relevantes al tomar la decisión de cambiar o no cambiar los precios.

Sin embargo, se encontró alguna sincronización estacional, debido posiblemente a las fechas de incremento del salario mínimo y los contratos explícitos.

No obstante, se destaca la existencia de una frecuencia sorpresivamente alta de disminuciones de los precios, dado el nivel observado de la inflación (7%) durante la muestra.

Así mismo, se encontró que existe una leve rigidez a la baja de los precios, la cual se asocia a la eficiencia del esquema de precios, que permite establecer la meta de inflación de largo plazo en 3%.

Además, se destaca la no existencia de fuertes rigideces nominales a la baja, por lo menos con respecto a los seis países de la IPN. Por lo tanto, en Colombia los costos en bienestar de la política monetaria no son excesivos, por lo menos en comparación con los seis países de la IPN.

De igual manera, se encontró que la decisión de cambiar los precios depende en su mayor parte de los factores de tiempo, con una pequeña pero significativa contribución de los factores dependientes del estado. Es decir, como en una regla conforme a Taylor.

Además, se encontraron fuertes diferencias sectoriales en la manera como las firmas fijan sus precios, diferencias que se relacionan con el origen y el nivel de manufactura de los bienes. En efecto, los precios de los bienes importados son más flexibles, en términos absolutos como a la baja, que los producidos y consumidos. Del mismo modo, los precios de los producidos y consumidos son más rígidos, en términos absolutos como a la baja, a medida que su nivel de manufactura se incre-

menta. Además, el componente de dependencia del estado para bienes producidos y consumidos es más grande que para el resto de la canasta.

En consecuencia, los bienes importados así como los producidos y consumidos con bajo nivel de manufactura responden más rápido a la política monetaria que los producidos y consumidos localizados más arriba en esa escala.

Finalmente, si no se tienen en cuenta las diferencias entre las canastas, nuestros resultados son consistentes con trabajos previos para Colombia. Jaramillo y Cerquera (1999) concluyen que, en promedio, los precios de los consumidores permanecen constantes durante dos meses en un período en el que la inflación del IPC era de 28%. Espinosa, Jaramillo y Caicedo (2001) estiman una duración promedio de cuatro meses en un período en que la inflación era de 25%. Nuestros resultados muestran una duración de 5,5 en un período en que la inflación del IPP es de 7%.

Este hecho, de acuerdo con Angeloni *et al.* (2006), implica que la sensibilidad de la inflación a innovaciones de demanda y de costos, así como a la inflación pasada, se ha reducido con la inflación. Por lo tanto, el nivel de la inflación se relaciona directamente con su persistencia, lo cual ha hecho que el poder que las firmas tienen sobre sus precios se haya reducido. Esto último, de acuerdo con Taylor (2000), contribuyó al mantenimiento de la tendencia decreciente de la inflación. Sin embargo, estos beneficios (inflación baja, con PIB creciente) “pueden desaparecer si la política monetaria o las expectativas cambian” (Taylor, 2000, p. 2).

REFERENCIAS

- Altissimo, F., Ehrmann, M., & Smets, F. (2006). *Inflation persistence and price setting behaviour in the euro area, a summary of the IPN evidence* (Working Paper Series N° 46). European Central Bank.
- Álvarez, L., Buriel, P., & Hernando, I. (2005). *Do decreasing hazard functions for price changes make sense* (Working Paper Series N° 461). European Central Bank.
- Álvarez, L., Dhyne, E., Hoebrichts, M., Kwapil, Le Bihan, H., Lunnemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., & Stahl, H. (2005). *Sticky prices in the euro area: A summary of new micro evidence* (Working Papers N° 138). Banque de France.
- Angeloni, I., Aucremanne, L., Ehrmann, M., Galí, J., Levin, A., & Smets, F. (2006). New evidence on inflation persistence and price stickiness in the euro area: Implications for macro modeling. *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), 562-574.

- Angeloni, I., Coenen, G., & Smets, F. (2003). *Persistence, the transmission mechanism and robust monetary policy* (Working Paper Series N° 250). European Central Bank.
- Aucremane, L., & Dhyne, E. (2004). *How frequently do prices change? Evidence based on the micro data underlying Belgian CPI* (Working Paper Series N° 331). European Central Bank.
- Banco de la República (1999). *Metodología de índice de precios del productor*.
- Basu, S. (1995). Intermediate goods and business cycles: Implications for productivity and welfare. *American Economic Review*, 85(3), 512-531.
- Baudri, L., Biham, H., Sevestre, P., & Tarrieu, S. (2004). Price rigidity: Evidence from the French CPI micro data (Working Paper Series N° 384). European Central Bank.
- Bils, M., & Klenow, P. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- Blanchard, O. (1982). *Price desynchronization and price level inertia* (Working Paper N° 900). NBER.
- Blinder, A., Canetti, E., Lebow, D., & Rudd, J. (1998). *Asking about prices: A new approach to understanding price stickiness*. Manuscript, Russell Sage Foundation.
- Buckle, R., & Carson, J. (2000). Menu costs, firm size and price rigidity. *Economic Letters*, 66, 59-66.
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework: The frequency of price adjustments. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Carlton, D. (1986). The rigidity of prices. *American Economic Review*, 76, 637-658.
- Cecchetti, S. (1986). The frequency of price adjustment. *Journal of Econometrics*, 31, 255-274.
- Clark, T. (1999). The response of prices at different stages of production to monetary policy shocks. *The Review of Economics and Statistics*, 81, 3.
- Dhyne, E., Álvarez, L., Bihan, H., Veronesse, G., Dias, D., & Hoffmann, J., et al. (2006). *Price setting in the euro area some stylized facts from individual consumer price data* (Working Paper Series N° 524). European Central Bank.
- Dias, M., & Dias, D. (2004). *Stylized features of price setting behavior in Portugal: 1992-2001* (Working Paper Series N° 332). European Central Bank.
- Diaz, D., Robalo, C., Neves, P., & Santos, J. (2004). *On the Fisher-Konieczny index of price change synchronization* (Working Paper 7-04). Banco de Portugal.
- Dotsey, M., King, G., & Wolman, A. (1983). State dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output. *Quarterly Journal of Economics*, 114, 665-690.

- Espinosa, A., Jaramillo, C., & Caicedo, E. (2001). Caracterización del ajuste microeconómico de precios en Colombia. *Revista del Banco de la República*, 890.
- Fabiani, S., Druant, M., Hernando, I., Kwapil, C., Landau, B., Loupias, C., *et al.* (2005). *The pricing behavior of firms in the euro area: New survey evidence* (Working Paper Series N° 535). European Central Bank.
- Fisher, T., & Konieczni, J. (2000). Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices. *Economic Letters*, 271-277.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.
- Gautier, E. (2006). *The behavior of producer prices: Some evidence from the French PPI micro data* (Working Paper Series N° 699). European Central Bank.
- Golosov, M., & Lucas, R. (2003). *Menu costs and Phillips curves* (Working Paper N° 10187). NBER.
- Hofstetler, M. (2007). *Precios rígidos e inflación moderada*. CEDE Seminar, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia, octubre 11.
- Huang, K., & Liu, Z. (2005). Inflation targeting: What inflation rate to target. *Journal of Monetary Economics*, 52, 1435-1462.
- Jaramillo, C., & Caicedo, E. (1995). *Inflexibilidad a la baja en los precios al consumidor en Colombia* (Boletín de Estadística N° 511). DANE.
- Jaramillo, C., & Cerquera, D. (1999). *Price behavior in an inflationary environment: Evidence from supermarket data* (Borradores Semanales de Economía N° 138). Banco de la República.
- Kackmeister, A. (2001). *Has retail price behavior changed since 1889? Evidence from microdata*. Manuscript, University of California, Berkeley.
- Kashyap, A. (1995). Sticky prices: New evidence from retail catalogs. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 245-274.
- Klenow, P., & Kryvtsov, O. (2003). *State-dependent or time dependent pricing: Does it matter for recent US inflation*. Manuscript, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Lach, S., & Tsiddon, D. (1992). The behavior of prices and inflation: An empirical analysis of disaggregated price data. *Journal of Political Economy*, 100, 349-389.
- Levin, A., & Moessner, R. (2005). *Inflation persistence and monetary policy design: An overview* (Working Paper Series N° 539). European Central Bank.
- Levy, D., Bergen, M., Dutta, S., & Venable, R. (1997). The magnitude of menu costs: Direct evidence from large US supermarket chains. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 791-823.

- MacDonald, J., & Aaronson, D. (2001). *How do retail prices react to minimum wage increments*. Manuscript, U. S. Department of Agriculture.
- Means, G. (1937). *Industrial prices and theory relative inflexibility*. U. S. Senate document, 74th Congress, 1st session, 13.
- Means, G. (1972). The administered-price thesis reconfirmed. *American Economic Review*, 62, 292-306.
- Mills, F. (1927). *The behavior of prices*. Manuscript, NBER.
- Rothemberg, J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, 49, 517-531.
- Sabbatini, R., Fabiani, S., Gatulli, A., & Vernonesse, G. (2004). *Producer price behavior in Italy: Evidence from macro PPI data*. Mimeo, Bank of Italy.
- Smetz, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123-1175.
- Stahl, H. (2004). *Price rigidity in German manufacturing*. Mimeo, Deutsche Bundesbank.
- Stigler, G., & Kidahl, J. (1980). *The behavior of industrial prices*. NBER General Series, 90.
- Taylor, J. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Taylor, J. (1999). Staggered price and wage setting in macroeconomics. *Handbook of Macroeconomics* (vol. 15). Nueva York: Elsevier.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Vermeulen, P., Dias, D., Dosshe, M., Gautier, E., Hernando, I., Sabbatini, R., et al. (2007). *Price setting in the euro area: Some stylized facts about individual producers data* (Working Paper Series N° 703). Banco de España.
- Vermeulen, P., & Vilmunen, J. (2005). *Sticky prices in the EURO area: A summary of the micro evidence* (Working Paper Series N° 563). European Central Bank.
- Walsh, C. (2003). *Monetary theory and policy* (2nd ed.). Cambridge, MA: MIT Press.
- Weiss, L. (1977). Stigler, Kindhal, and Means on administered prices. *American Economic Review*, 67(4), 610-619.
- Wolman, A. (1999). Sticky prices, marginal costs, and the behavior of inflation. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 85(4), 29-48.

ANEXOS

Anexo 1. Cuadros

CUADRO A1.1. ESTUDIOS DE LA IPN: ASPECTOS METODOLÓGICOS

País	Precios	Canasta	Tiempo	N	Imputación	Censura	Estimación
Francia	Transferencia	92% IPP	Ene. 1994 - Jun. 2005	1.500.000	N	S	NP D/F
Italia	Transferencia	44% IPP	Ene. 1997 - Dic. 2002	71.000	N/A	S/N	NP D/F/S
Alemania	Transferencia	100% IPP	Ene. 1980 - Nov. 2001	1.300.000	N	S	NP D/F/S
España	Transferencia	99,4% IPP	Nov. 1991 - Feb. 1999	1.650.000	N/A	S/N	NP D/F
Portugal	Transferencia	100% IPP	Ene. 1995 - Ag. 2002	1.000.000	S	S/N	NP D/F/S/H

Transf = Transferencia; Imput = Imputación; Estima = Estimación; NP: No paramétrica; D: Duración; F: Frecuencia de cambio de precios; S: Función de supervivencia; H: Función hazard; N: No; S: Sí; N/A: No disponible.

Fuente: Vermeulen *et al.* (2005) y estudios individuales de países.

CUADRO A1.2. ESTUDIOS DE LA IPN: RESULTADOS

País	Frecuencia	Duración	Rigidez a la baja	Sincronización	Estado/Tiempo	Tamaño
Francia	25%	7	Sí	N/A	S/T	No (14% D4%)
Italia	15%	6	No	Baja	N/A	No (14,5% D4,1%)
Alemania	22%	8	Sí	Alta	S/T	No
España	21%	12	Ligera	N/A	S/T	Sí (4,8%)
Portugal	23%	N/A	Ligera	Sí	N/A	Sí

Transf = Transferencia; Imput = Imputación; Estima = Estimación; NP: No paramétrica; D: Duración; F: Frecuencia de cambio de precios; S: Función de supervivencia; H: Función hazard; N: No; S: Sí; N/A: No disponible.

Fuente: Vermeulen *et al.* (2007) y estudios individuales de países.

CUADRO A1.3. NÚMERO DE REPORTES DE PRECIOS

	Producidos y consumidos	Importados	Total
Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	62.905	11.032	73.937
Minería, canteras	6.108	1.131	7.239
Industria manufacturera	295.706	163.187	458.893
Total	364.719	175.350	540.069

CUADRO A1.4. NÚMERO DE SECUENCIAS DE PRECIOS

	Producidos y consumidos	Importados	Total
Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	967	190	1.157
Minería, canteras	98	18	116
Industria manufacturera	5.767	3.876	9.643
Total	6.832	4.084	10.916

CUADRO A1.5. ESTRUCTURA DE PONDERACIÓN

Origen	CIIU1	Consumo intermedio	Consumo final	Bienes de capital	Materiales de construcción
Producidos y consumidos	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	31,9%	14,2%	1,6%	0,0%
	Minería, canteras	2,8%	0,7%	0,0%	7,3%
	Industria manufacturera	43,8%	70,7%	26,2%	74,2%
Importados	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	2,0%	0,5%	0,0%	0,0%
	Minería, canteras	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%
	Industria manufacturera	19,4%	13,9%	72,1%	18,5%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

(Continúa)

CUADRO A1.5. ESTRUCTURA DE PONDERACIÓN (continuación)

Origen	CIIU1	Consumo intermedio	Consumo final	Bienes de capital	Materiales de construcción
Producidos y consumidos	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	40,6%	16,6%	5,8%	0,0%
	Minería, canteras	3,6%	0,9%	0,0%	9,0%
	Industria manufacturera	55,8%	82,6%	94,2%	91,0%
Subtotal		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Importados	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	9,2%	3,3%	0,0%	0,0%
	Minería, canteras	0,5%	0,0%	0,0%	0,0%
	Industria manufacturera	90,3%	96,7%	100,0%	100,0%
Subtotal		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

CUADRO A1.6. DISTRIBUCIÓN DE LOS SPELLS DE PRECIOS

	Importaciones	Producidos y consumidos	Total
Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	6.007	45.828	51.835
Industria manufacturera	70.443	34.647	105.090
Minería, canteras	937	1.228	2.165
Total	77.387	81.703	159.090

CUADRO A1.7. DISTRIBUCIONES DE LA DURACIÓN Y LA FCP, CANASTA TOTAL Y POR ORIGEN

Origen	Media	STD	Q1	MED	Q3
Producidos y consumidos	6,03	4,23	2,34	5,37	8,77
Importados	3,84	3,41	1,67	2,88	4,94
Total	5,52	4,16	1,82	4,83	8,13

Origen	Media	STD	Q1	MED	Q3
Producidos y consumidos	17,26%	13,82%	5,23%	12,95%	29,48%
Importados	29,76%	13,76%	18,99%	30,21%	41,27%
Total	20,22%	14,79%	5,95%	15,52%	32,70%

CUADRO A1.8. DISTRIBUCIONES DE LA DURACIÓN POR ORIGEN Y DESTINO

Destino	Origen	Media	STD	Q1	MED	Q3
Consumo intermedio	Producidos y consumidos	5,29	3,92	1,52	4,85	7,61
	Importados	3,47	2,79	1,67	2,40	4,67
Consumo final	Producidos y consumidos	6,43	4,51	2,44	6,50	9,63
	Importados	4,71	4,32	2,53	4,05	6,01
Bienes de capital	Producidos y consumidos	6,46	5,27	2,63	5,89	8,60
	Importados	3,39	3,11	1,00	2,22	4,05
Materiales de construcción	Producidos y consumidos	7,73	2,78	5,96	6,97	9,12
	Importados	5,12	3,59	2,58	4,80	6,88

CUADRO A1.9. FRECUENCIA DEL INCREMENTO Y DE LA DISMINUCIÓN DE PRECIOS

Destino	Cambio	Producidos y consumidos			Importaciones		
		Agrícola	Manufacturera	Minera	Agrícola	Manufacturera	Minera
Consumo intermedio	Incremento	8,3%	4,2%	11,9%	9,8%	8,0%	10,0%
	Disminución	6,0%	1,8%	6,6%	9,2%	7,2%	10,8%
Consumo final	Incremento	9,8%	4,1%	10,3%	7,7%	6,1%	
	Disminución	8,8%	2,0%	8,9%	6,7%	5,3%	
Bienes de capital	Incremento	10,7%	4,7%			8,4%	
	Disminución	7,4%	1,1%			8,3%	
Materiales de construcción	Incremento		3,3%	1,7%		6,6%	
	Disminución		1,0%	0,7%		5,9%	
Razón promedio incr./decr.		131%	299%	180%	111%	110%	93%

**CUADRO A1.10. ANÁLISIS DE VARIANZA TIPO III PARA REGRESIÓN LOGÍSTICA
PARA LA DECISIÓN DE NO CAMBIAR PRECIOS**

Efecto	DF	Chi-Sq	Pr > Chi-Sq
Origen	1	1.662,38	< 0,0001
CIIU1	2	14.203,74	< 0,0001
Origen*CIIU1	2	9.022,33	< 0,0001
Año	7	1.367,82	< 0,0001
Mes	11	374,90	< 0,0001
PPI_INFL	1	136,04	< 0,0001
DEV_RATE	1	3,71	0,05
OUTP_GAP	1	0,69	0,41
CIIU1	2	14.203,43	< 0,0001
Origen*CIIU1	2	9.022,46	< 0,0001
Origen	1	1.662,32	< 0,0001
Año	7	1.452,64	< 0,0001
Mes	11	412,69	< 0,0001
PPI_INFL	1	191,24	< 0,0001

CUADRO A1.11. ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS DE LA REGRESIÓN LOGÍSTICA

Parámetro	DF	Estimación	Std. err.	Wald	PR > CHI SQ
Intercept	1	-0,36	0,02	370,91	< 0,0001
Origen_importados	1	-0,71	0,02	1.662,32	< 0,0001
Origen_prod_cons	1	-0,71	0,02	1.425,56	< 0,0001
CIU1_AGRIC	1	0,89	0,02	2.562,79	< 0,0001
Origen*CIU1 AGRIC	1	1,00	0,02	2.786,88	< 0,0001
Origen*CIU1_MANUF	1	-0,28	0,02	261,15	< 0,0001
Año 1999	1	-0,40	0,02	422,80	< 0,0001
Año 2000	1	0,09	0,01	68,04	< 0,0001
Año 2001	1	0,14	0,01	204,38	< 0,0001
Año 2002	1	0,22	0,01	492,88	< 0,0001
Año 2003	1	0,14	0,01	206,69	< 0,0001
Año 2004	1	0,11	0,01	107,95	< 0,0001
Año 2005	1	0,03	0,01	7,54	0,01
Mes 1	1	-0,08	0,01	30,20	< 0,0001
Mes 2	1	-0,20	0,01	204,52	< 0,0001
Mes 3	1	-0,01	0,01	0,58	0,45
Mes 4	1	0,06	0,01	18,36	< 0,0001
Mes 5	1	0,05	0,01	12,76	0,00
Mes 6	1	0,00	0,01	0,01	0,92
Mes 7	1	0,00	0,01	0,00	0,99
Mes 8	1	-0,09	0,01	48,56	< 0,0001
Mes 9	1	0,04	0,01	11,00	0,00
Mes 10	1	0,03	0,01	3,43	0,06
Mes 11	1	0,05	0,01	11,55	0,00
PPI_INFL	1	-12,52	0,91	191,24	< 0,0001

CUADRO A1.12. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LA INFLACIÓN DE KLENOW-KRYVTSOV

Destino	Regla	Producidos y consumidos			Importaciones		
		Agricultura	Manufacturera	Minería	Agricultura	Manufacturera	Minería
Consumo intermedio	Dep. Tiemp.	98,1%	78,2%	94,3%	99,0%	99,6%	99,1%
	Dep. Estad.	1,9%	21,8%	5,7%	1,0%	0,4%	0,9%
Consumo final	Dep. Tiemp.	97,8%	75,8%	93,4%	97,9%	98,9%	
	Dep. Estad.	2,2%	24,2%	6,6%	2,1%	1,1%	
Bienes de capital	Dep. Tiemp.	96,3%	65,9%			98,1%	
	Dep. Estad.	3,7%	34,1%			1,9%	
Materiales de construcción	Dep. Tiemp.		83,5%	64,5%		95,2%	
	Dep. Estad.		16,5%	35,5%		4,8%	

CUADRO A1.13. INCREMENTO Y DISMINUCIÓN PORCENTUAL PROMEDIO

Destino	Cambio	Importados			Producidos y consumidos		
		Agricultura	Manufacturera	Minería	Agricultura	Manufacturera	Minería
Bienes de capital	Incremento		4,20%		4,00%	5,70%	
	Disminución		2,30%		3,10%	4,00%	
Consumo final	Incremento	9,60%	5,70%		14,60%	7,80%	6,60%
	Disminución	7,50%	3,70%		10,70%	5,70%	3,30%
Consumo intermedio	Incremento	4,60%	6,50%	4,00%	5,90%	7,70%	9,20%
	Disminución	3,00%	3,70%	2,60%	5,30%	5,80%	7,10%
Materiales de construcción	Incremento		6,50%			7,70%	10,70%
	Disminución		3,50%			5,40%	8,70%
Average ratio incr./decr.		140,7%	174,5%	153,8%	125,6%	138,7%	150,9%

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPP. Banco de la República.

CUADRO A1.14. LISTA DE VARIABLES EN LA BASE DE DATOS

Precios	Precio en su denominación original
	Precio en pesos (COP)
Identificación de la categoría de producto	Código de origen, identifica si el producto es importado o producido y consumido
	Adaptación local del código CIU revisión 3 a nueve dígitos
	Código de cotización (único dentro de cada informante), identifica reportes de categorías particulares de productos
Identificación informante	Ciudad
	Código de informante, único dentro de cada ciudad
Variables indicadoras de ocurrencia de los siguientes eventos:	Promociones y descuentos
	Venta de productos defectuosos
	Cambio de número de unidades, nombre, marca, código interno de referencia o moneda del reporte
	Inclusión o exclusión de una categoría de producto
	Inclusión o exclusión de un informante
	Cambio en la frecuencia de reporte
	No disponibilidad del informante
	Imputación
	Se usó para calcular el IPP

Fuente: metodología del índice de precios del productor. Banco de la República (1999).

Anexo 2. Gráficos

GRÁFICO A2.1. EJEMPLO DE CINCO TRAYECTORIAS DE PRECIOS

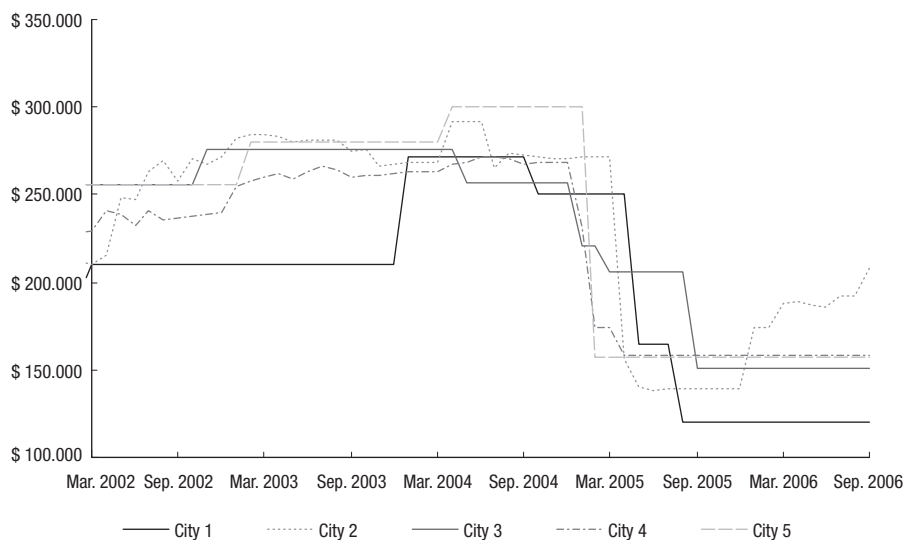


GRÁFICO A2.2A. FRECUENCIA ESTIMADA DE CAMBIO DE PRECIOS TOTAL Y POR DESTINO

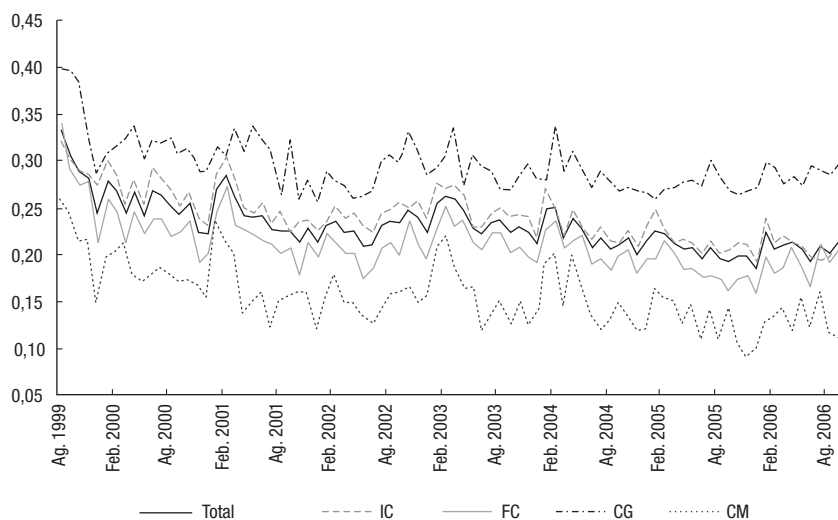


GRÁFICO A2.2B. DURACIÓN ESTIMADA TOTAL Y POR DESTINO

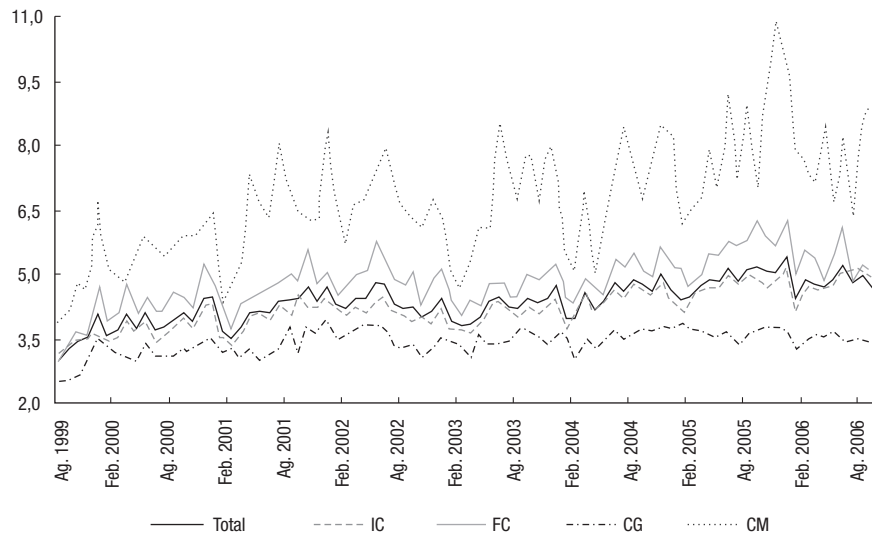
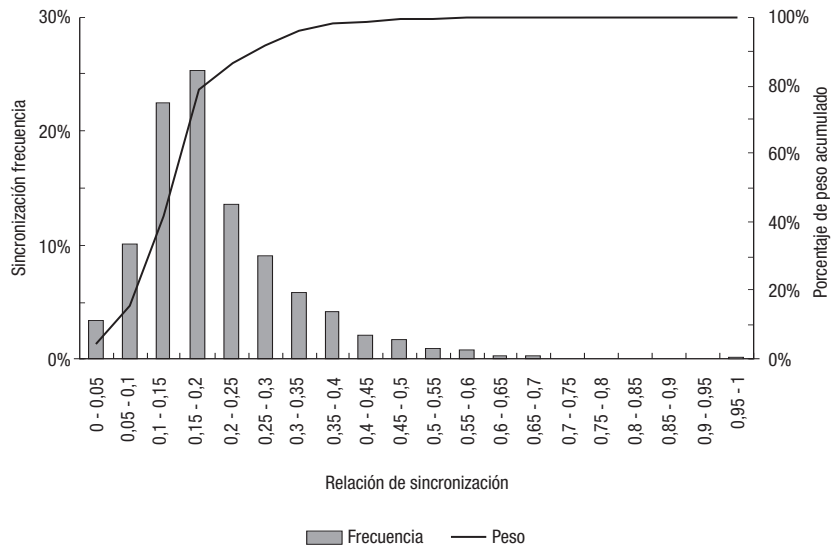


GRÁFICO A2.3. ÍNDICE DE SINCRONIZACIÓN



Reglas de fijación de precios de los productores colombianos: evidencia a partir de los modelos de duración con microdatos del índice de precios del productor

Héctor Manuel Zárate*

* Jefe de estadística, Sección de Estadística, Banco de la República. Profesor del Departamento de Estadística, Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: hzaratso@banrep.gov.co.

Las opiniones del autor no coinciden necesariamente con las del Banco de la República ni las de su Junta Directiva. El autor agradece al personal de la Sección de Estadística del Departamento Técnico y de Información Económica por el suministro de la información de los precios. Agradece también la colaboración de Manuel Hernández, Mario Ramos, Norberto Rodríguez y Juan Manuel Julio.

I. INTRODUCCIÓN

La forma en que las firmas determinan sus políticas de precios tiene implicaciones importantes en la respuesta de la producción y la inflación a las innovaciones nominales que afectan la economía. Dos hechos empíricos han explicado el comportamiento de las firmas. El primero se relaciona con que, dados los costos de los factores, estos impiden que los precios respondan rápidamente a cambios en la demanda. El segundo indica que la mayoría de las firmas no cambian los precios de sus bienes continuamente, por lo que hay un rezago entre los precios y sus determinantes. Ambos factores han contribuido al ajuste lento del nivel de precios cuando hay variaciones en la demanda agregada.

La identificación del tipo de rigidez de precios que caracteriza la economía es un tema crucial, que ha sido estudiado recientemente tanto teórica como empíricamente, debido a las diversas implicaciones de los choques sobre los agregados macroeconómicos (Blanchard y Fisher, 1989). Los modelos teóricos de rigideces de precios sugeridos en la literatura pueden ser clasificados ampliamente en dos categorías: los modelos que dependen del tiempo y aquellos que dependen del estado de la economía.

Los efectos de la política monetaria tienen diferentes implicaciones con estos dos mecanismos para ajustar precios. En la primera clase de modelos, la decisión de cambiar los precios es exógena y depende de una regla exógena (véanse Calvo, 1983, y Taylor, 1980); la principal consecuencia es que el efecto de la política monetaria tiene cierto rezago, ya que la reacción de este tipo de agentes a los choques no es inmediata, lo que implica que un cambio permanente no anticipado en la cantidad de dinero tiene un impacto temporal sobre la actividad económica y finalmente se afecta el nivel de precios. Por otra parte, los modelos dependientes del estado se basan en que las firmas deciden cambiar precios endógenamente, con la consecuencia de que los agentes reaccionan de forma inmediata, lo que causa que los efectos dependan de variables que describen el estado de la economía.

En este artículo se implementan los modelos de duración con el propósito de identificar los tipos de reglas de precios latentes entre los productores colombianos. Para este análisis, se utilizan los precios individuales recolectados por la Sección de Estadística del Banco de la República para el cálculo del índice de precios del productor (IPP), durante el período comprendido entre junio de 1999 y diciembre de 2006.

El análisis empírico se hace a través de la metodología de la función *hazard* sobre la duración de precios¹, con la cual se estima la probabilidad instantánea de cambiar los precios y, además, se caracteriza el signo y la magnitud de la dependencia en el tiempo y en el estado de las diferentes reglas de fijación de precios. En estos modelos de duración se especifica la función *hazard* individual como el producto de una función *hazard* de referencia, cuya forma captura la dependencia en el tiempo, y de un término que depende de variables que cambian a través del tiempo, con el cual se estima la dependencia del estado.

Un requisito crucial para la implementación exitosa de los modelos de duración es descontar apropiadamente la heterogeneidad observada en las duraciones de los precios de todos los sectores de la economía². Además, en estos modelos está presente la heterogeneidad no observada, que resulta principalmente de la omisión de variables relevantes. Un tratamiento inadecuado produce estimaciones inconsistentes de la función *hazard*. En este trabajo se identifica el tipo de rigidez de precios de los productores a través de los modelos de duración para los cambios de precios, controlando la heterogeneidad observada mediante la conformación de estratos de productos homogéneos y utilizando las ventajas del método flexible bayesiano que elimina la heterogeneidad no observada y permite estimar por tramos la función *hazard* para cada estrato. Así mismo, se incorpora información *a priori* de los parámetros y se utiliza la metodología de riesgos en competencia para explicar los determinantes de los incrementos y disminuciones de los precios en la probabilidad de que las firmas cambien los precios.

El resto del artículo está organizado de la siguiente forma. En la Sección II se expone la relación que hay entre las principales teorías de rigideces de precios y la función *hazard* obtenida del análisis de duración. En la Sección III se describen los datos y sus características. En la Sección IV se resumen las consideraciones técnicas y se describe la metodología utilizada. La estimación de los modelos y el contraste de las hipótesis acerca de la dependencia en el tiempo se presentan en la

¹ Formalmente, la función *hazard* para el mes t es el número de rachas de precios que finalizan durante el mes dividido entre el número de precios cuyas rachas no han finalizado en el comienzo del mes t .

² Es un hecho empíricamente probado que las estimaciones de las funciones *hazard* agregadas tienen un sesgo decreciente cuando se basan en duraciones que provienen de productos heterogéneos. Este hecho es conocido como el efecto *mover-stayer* (véanse Dias, Marques y Santos, 2005 y Kiefer, 1988).

Sección V. Por su parte, en la Sección VI, se verifica de acuerdo con la dependencia del estado, utilizando modelos de riesgos en competencia. Finalmente, en la VII se presentan las conclusiones.

II. PATRONES TEÓRICOS DE LA FUNCIÓN *HAZARD* PARA EL CAMBIO DE PRECIOS

En esta sección se describen los principales modelos que se utilizan en la fijación de precios y se establece la relación con la función *hazard* del cambio de precios, la cual responde la siguientes pregunta: ¿Es más probable que los precios de los bienes con cambios de precios recientes sean modificados en comparación con aquellos que han permanecido con precios constantes por un largo período de tiempo?

Los modelos de economía monetaria de rigideces de precios se pueden clasificar en dos categorías generales: los que dependen del tiempo y aquellos que dependen del estado (Blanchard y Fisher, 1989). En la primera clase de modelos, los productores cambian precios en intervalos de tiempo fijos o aleatorios. El modelo propuesto por Taylor (1980) de contratos escalonados es el principal representante de esta clase y supone que los precios y salarios de las firmas son negociados por períodos fijos. Este modelo refleja la estrategia de los productores de cambiar precios cada cierto período de tiempo y, por consiguiente, la probabilidad de cambiar los precios es cero en los primeros períodos, con picos registrados en el período en que se renueva el contrato. Es de anotar que en el evento de que varias firmas con diferentes contratos coincidan en el período de cambio de precio, la función *hazard* registra varias modas para la muestra de rachas de precios que se está analizando.

Por otra parte, una alternativa a los contratos escalonados surge con el modelo propuesto por Calvo (1983), en el cual cada firma tiene probabilidad instantánea y constante de cambiar los precios sin tener en cuenta el tiempo que ha transcurrido desde el último cambio de precio. La forma de la función *hazard* que se predice bajo este modelo es plana, debido a que el porcentaje de firmas que ajustan los precios cada mes no cambia a través del tiempo. En este modelo, el tamaño del precio promedio de estos ajustes depende de los choques anteriores. No obstante, los modelos de Taylor (1980) y Calvo (1983) son equivalentes cuando se considera la frecuencia de firmas que cambian los precios en forma agregada.

En la literatura monetaria existen otros modelos híbridos dependientes del tiempo que combinan agentes de Taylor y Calvo. En esta clase se encuentra el modelo de Calvo truncado, en el cual la función *hazard* es constante hasta un valor máximo y creciente después de este valor.

Los modelos que dependen del estado especifican que la duración y el tamaño del cambio de los precios que ajustan las firmas varían de acuerdo con el estado de la economía. Por lo tanto, el efecto de los choques nominales sobre la actividad económica también depende del estado de la economía, ya que el nivel general de precios se forma con el porcentaje de firmas que cambian los precios. Hay varios factores que pueden influir en la decisión de la firma de no cambiar el precio. Por ejemplo, si el beneficio que se pierde por la diferencia con el precio óptimo es menor que el costo fijo de cambiar el precio. En estos modelos la pendiente de la función *hazard* depende de varios parámetros, como son: la inflación de largo plazo, la forma de la función de demanda de las firmas, la devaluación nominal, entre otros. En este trabajo, en los modelos dependientes del estado, la probabilidad de cambiar precios depende de la distancia del precio actual con respecto al precio óptimo, la cual es función de las variables que describen el estado de la economía. El efecto de estas variables sobre la probabilidad de cambiar los precios depende de si los precios se han incrementado o disminuido.

Aunque en principio la función *hazard* puede tener cualquier forma, en la práctica una característica importante de los modelos citados anteriormente es que esta función no es decreciente. Las funciones *hazard* crecientes con respecto al precio óptimo son razonables, ya que es improbable que las firmas toleren grandes diferencias con respecto al precio óptimo, de la misma forma que lo hacen con pequeños desvíos.

III. DATOS

Para el análisis empírico se utilizan los precios que los productores colombianos (importadores y productores locales de bienes producidos y consumidos en el país) reportaron a la oficina de estadística del Banco de la República, para la elaboración del IPP para el período de junio de 1999 a diciembre de 2006. La base original contiene 540.069 reportes de precios mensuales. Julio y Zárate (2006) describen las características de la base de datos, la estructura de ponderaciones y los correspondientes procesos de imputación que se efectuaron.

La variable relevante en este análisis es la duración del precio de un producto particular, la cual se refiere a los meses en que una categoría de producto permanece constante. Así, una racha de precios es una sucesión ininterrumpida de reportes de precios constantes asociados a una categoría de producto, la cual puede ser descrita a partir de tres elementos: la fecha de la primera cotización, el nivel de precios y el número de meses sin cambiar el precio. Cabe destacar que las duraciones de los precios se estiman directamente a través de promedios ponderados. Los hechos empíricos, las estadísticas descriptivas, las distribuciones de las frecuencias de cambio de precios y las duraciones de precios para el caso colombiano se encuentran documentadas en Julio y Zárate (2006).

Se deben tener en cuenta las características en los datos que a su vez tengan efectos considerables sobre la consistencia de las estimaciones obtenidas del análisis de duración. Primero, el truncamiento, que se refiere a cuando la firma que reporta los precios interrumpe el envío de información y, en consecuencia, la unidad estadística de análisis abandona la muestra antes del final del período de observación. Esto puede suceder porque hay productos que desaparecen del mercado o por liquidación de la empresa. En segundo lugar, el censuramiento sucede cuando el período de observación está restringido por la disponibilidad de los datos.

IV. FACTORES QUE DETERMINAN LA PROBABILIDAD DE OBSERVAR UN CAMBIO DE PRECIO

El análisis en esta sección se realiza en varias etapas. En la primera, se presentan algunas consideraciones técnicas que deben ser tenidas en cuenta en la estimación e interpretación de las funciones *hazard* agregadas. En la segunda, se utiliza la especificación de la función *hazard* por tramos para probar por la dependencia del tiempo. Posteriormente, se presenta la metodología de riesgos en competencia para investigar la dependencia del estado, teniendo en cuenta las rachas que terminaron subiendo los precios y las que los bajaron.

A. Consideraciones técnicas de la función *hazard* agregada

Si la distribución de las rachas de precios es homogénea entre las firmas, la función agregada no presenta ninguna dificultad y su estimación es directa a través de los métodos tradicionales. No obstante, la frecuencia de cambios de precios difiere entre sectores y firmas y a través del tiempo (véanse Julio y Zárate, 2006,

para Colombia). No tener en cuenta esta heterogeneidad puede causar resultados sesgados de las estimaciones de la función *hazard* agregada.

El sesgo de una dependencia negativa implica que la función *hazard* siempre tiene un patrón decreciente sin importar la forma de las funciones *hazard* individuales. Lo anterior sucede debido a que la participación de rachas de corta duración disminuye a medida que el horizonte de tiempo se aumenta y, en consecuencia, la probabilidad de cambiar precios disminuye. De esta forma, una función agregada con pendiente negativa puede ser compatible con funciones constantes individuales predichas por el modelo de Calvo.

En este estudio es importante considerar el efecto de la heterogeneidad no observada, la cual se refiere a las diferencias en las distribuciones de la duración después de controlar por las variables explicativas y puede ocurrir por la incorrecta especificación de la forma funcional del modelo o por la omisión de variables fundamentales. Dado que el sesgo ocurre cuando se asumen supuestos paramétricos, la mejor solución es utilizar una especificación flexible de la función *hazard* mediante la metodología semiparamétrica con estimación bayesiana.

B. Funciones hazard no condicionadas

Las funciones no condicionadas, que relacionan la probabilidad de un cambio en los precios con la duración de la racha de precios, se estiman bajo el supuesto de probabilidad de cambio constante a través del tiempo.

Los Gráficos 1.1 a 1.3 muestran estas funciones obtenidas por el método de Kaplan-Meier³ para diferentes clasificaciones del IPP: según la procedencia de los bienes (producidos y consumidos internamente e importados), la actividad económica (agricultura, minería, industria, consumo intermedio) y la concentración del mercado. Se observa que, en general, hay un gran porcentaje de rachas con duraciones de un mes, lo cual explica que las funciones tengan pendiente negativa. Lo anterior, debido a que la participación de artículos con rachas de precios cortas, que

³ El estimador de Kaplan-Meier mide la proporción de rachas que duraron hasta t , dado que no habían en el período anterior ($t - 1$). Así, la estimación $\hat{h}(t) = d_t / n_t$, donde d_t es el número de rachas que se terminan en el período t y n_t es el número de rachas que duraron hasta el período anterior $t - 1$.

pertenecen a reglas más flexibles, disminuye cuando se consideran horizontes de tiempo más amplios.

Además, los sectores minero e industrial presentan una estacionalidad marcada cada doce meses, lo que sugiere la presencia de reglas de tipo Taylor en la formación de precios. Por otra parte, en el sector agrícola se percibe que la probabilidad de cambiar los precios desciende lentamente, lo cual podría ser compatible con la predominancia de reglas de tipo Calvo en este sector.

Las funciones *hazard* no condicionadas presentadas en esta sección no sugieren evidencia concluyente del tipo de regla utilizada por los productores. Para distinguir entre las diferentes reglas de formación de precios, utilizando este tipo de metodología, se debe comprobar la estabilidad de varias funciones *hazard* no condicionales para diferentes períodos de tiempo, lo que es interpretado como dependencia en el tiempo. No obstante, esta alternativa es imposible de implementar dada la limitación temporal de la muestra que se está analizando.

Funciones hazard no condicionadas: Kaplan-Meier

GRÁFICO 1.1. SEGÚN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LOS BIENES

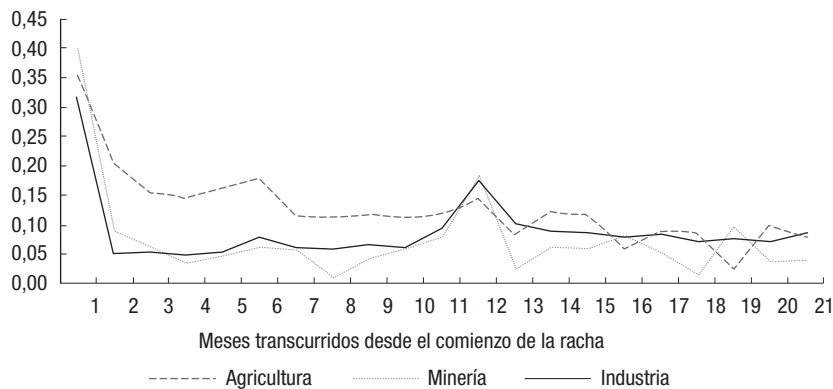
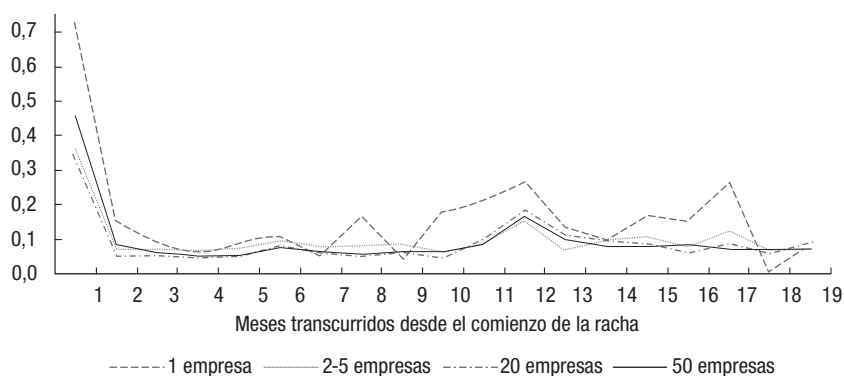
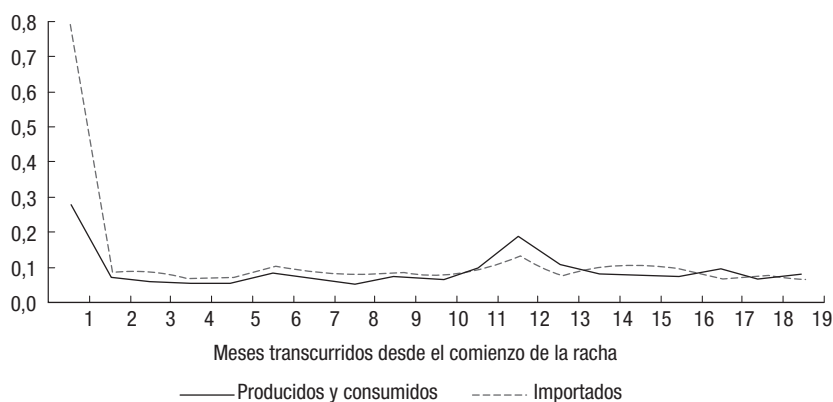


GRÁFICO 1.2. SEGÚN LA CONCENTRACIÓN DEL MERCADO**GRÁFICO 1.3. SEGÚN LA PROCEDENCIA DE LOS BIENES**

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

C. Modelos de hazard proporcionales estratificados

El análisis econométrico de la duración tradicionalmente se basa en la condición de separabilidad, la cual considera que los datos son generados por una función *hazard* condicional, obtenida como el producto de una función de referencia y una combinación lineal de variables aleatorias que varían en el tiempo. El modelo de *hazard* proporcional analiza estos componentes y especifica la función *hazard* para el cambio de precios de la siguiente forma:

$$h(t | x) = h_0(t) \exp\left(\sum_{i=1}^p \beta_i x_i\right), \quad (1)$$

donde $h_0(t)$ es llamada la función *hazard* de referencia, que mide la dependencia del tiempo. Esta función es desconocida y se asume constante. Por su lado, x_i representa las variables de la economía que varían a través del tiempo y β_i es el vector de parámetros asociados con las variables x_i . Bajo este esquema, los coeficientes y la función de referencia deben ser estimados con los datos de duración de los precios.

No obstante, debido a la heterogeneidad en las duraciones de los precios y a la presencia de esquemas de censuramiento en las rachas de precios, el supuesto de *hazard* proporcional global es difícil de contrastar. La alternativa de solución en este caso es conformar estratos, utilizando para ello la actividad económica y la procedencia de los bienes y posteriormente el modelo de *hazard* proporcional para cada uno de los estratos. Las firmas en el j -ésimo estrato tienen una función *hazard* de referencia $h_{0j}(t)$ y el efecto de las variables explicativas puede ser representado por el modelo de *hazard* proporcional en cada estrato de la siguiente forma:

$$h_j(t | x) = h_{0j}(t) \exp\left(\sum_{i=1}^p \beta_i x_i\right) \quad j = 1, \dots, s \quad \text{estratos.} \quad (2)$$

En este modelo, los coeficientes de regresión se asumen iguales en cada estrato, pero las funciones *hazard* de referencia pueden ser diferentes y completamente no relacionadas. En otras palabras, las variables explicativas tienen efecto similar sobre la función de referencia de cada estrato.

D. ¿Por qué la metodología bayesiana por tramos?

En la etapa de estimación de los parámetros y para efectuar las correspondientes pruebas de hipótesis, los métodos semiparamétricos bayesianos ofrecen una estrategia de modelamiento más general, que se basa en menos supuestos y que se ajustan naturalmente a los modelos de duración, ya que estos son particularmente difíciles de estimar debido a que existen diferentes esquemas de censuramiento y truncamiento en las duraciones de precios, los cuales a su vez afectan la varianza de los estimadores. Adicionalmente, el método bayesiano permite incorporar información *a priori*.

En resumen, hay varias ventajas en la flexibilidad y disponibilidad de estas herramientas para analizar datos y modelos, además de las ventajas en la estimación con valores perdidos y con muestras reducidas. El análisis puede ser efectuado en una forma natural y unificada, que elimina la heterogeneidad no observada. Por otro lado, uno de los modelos más convenientes para analizar las duraciones de

las rachas de precios es el modelo de *hazard* constante por tramos. Las funciones básicas que provienen de estos modelos de duración se describen en Therneau y Grambsch (2000).

V. PRUEBAS DE DEPENDENCIA EN EL TIEMPO UTILIZANDO EL MODELO DE *HAZARD* CONSTANTE POR TRAMOS

A. Especificación y estrategia empírica

En esta sección se describe la estrategia empírica para contrastar por la dependencia en el tiempo de los precios que los productores colombianos establecen. Como se ha anotado anteriormente, la heterogeneidad en las reglas de precios hace que las funciones *hazard* agregadas siempre tengan una pendiente negativa.

De acuerdo con Julio y Zárate (2006), esta heterogeneidad se observó en las duraciones de precios para las diferentes clasificaciones que conforman el IPP. Así, según el origen, los bienes producidos y consumidos tienen una duración mediana de 5,37 meses y los importados 2,88 y, según el destino económico de los bienes, el consumo intermedio 4,8, en tanto que los materiales de construcción 6,97. Adicionalmente, la heterogeneidad en la duración también ha sido observada a través del tiempo.

Para controlar por estas diferencias en las duraciones y eliminar el efecto de la heterogeneidad, se realizaron los siguientes pasos. Primero, se formaron estratos al nivel de desagregación más detallado con la canasta del IPP, que está conformada por 234 códigos con siete dígitos que identifican la actividad económica de cada producto según la clasificación CIIU y de acuerdo con dos clasificaciones que identifican la procedencia de los bienes (importados o producidos y consumidos en el mercado interno). La interacción entre las dos clasificaciones permitió formar 223 estratos que contienen cada uno más de cien rachas. Segundo, en cada estrato se estimó el modelo por tramos con técnicas bayesianas para las duraciones de precios, con el fin de obtener la función *hazard* de referencia. En los Gráficos A3.3 y A3.4 del Anexo 3, se muestran las funciones *hazard* de referencia estimadas con el método semiparamétrico por tramos.

Finalmente, para cada estrato se contrastó la hipótesis de que la función es constante y, en consecuencia, que las predicciones del modelo de Calvo son apropiadas

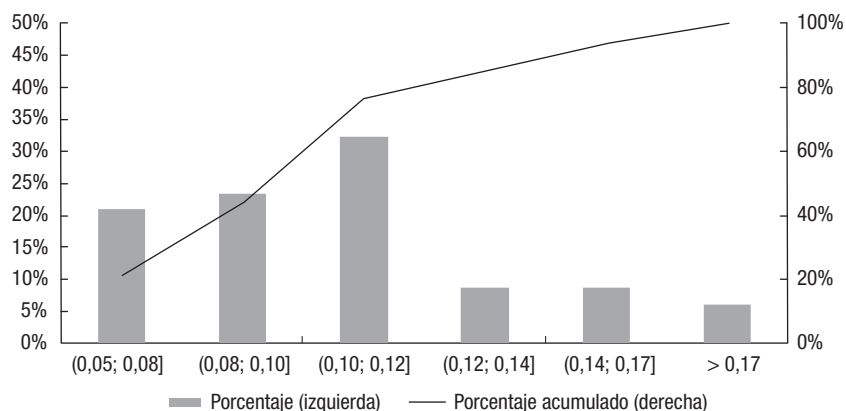
en caso de que la hipótesis nula sea escogida. En términos estadísticos, esta hipótesis se especifica como: $H_0 : h_1 = h_2 = \dots = h_{12}$. Los resultados de las pruebas acerca de la forma de la función *hazard* se muestran en el Cuadro 1, en donde se presenta el porcentaje de estratos para los cuales se escoge la hipótesis de *hazard* constante y creciente. Se destacan los siguientes resultados.

- 1) El porcentaje de estratos que son consistentes con las predicciones del modelo de Calvo, de *hazard* constante, alcanza el 36,3%. Además, cabe destacar que de los estratos en donde la *hazard* no es constante el 32,3% corresponde a patrones con *hazard* creciente. Es de anotar que el 68,6% de los estratos tienen *hazard* con patrones no descendientes.
- 2) Se puede observar que hay heterogeneidad por sectores. La función *hazard* constante es relevante en sectores de agricultura, especialmente en alimentos procesados, el 34,8% de la industria.
En los casos en que la función es constante, como se muestra en el Gráfico 2, hay considerable heterogeneidad en el nivel de la función *hazard* de referencia.
- 3) Según la procedencia de los bienes, para los bienes producidos y consumidos hay un porcentaje de 40% en que la función *hazard* es constante. Por otra parte, en los bienes importados el 41% de los modelos estimados son de riesgo constante. De acuerdo con la actividad económica de los bienes, se destacan los que provienen de la industria, ya que el 43,1% de los modelos tiene función de riesgo constante. Resalta el comportamiento de la agricultura, que registra el 70,6% de los estratos con *hazard* constante.

CUADRO 1. PRUEBAS DE HIPÓTESIS PARA DETERMINAR LA FORMA DE LA FUNCIÓN HAZARD

Clasificación económica	Promedio de rachas	Estratos	Dependencia del tiempo	%	Incremento de la <i>hazard</i>	%
Total	1.616	223	81	36,3	72	32,3
Agricultura	3.891	17	12	70,6	2	11,8
Minería	645	8	0	0,0	3	37,5
Industria	1.460	198	69	34,8	67	33,8
Producidos y consumidos	1.882	127	40	31,5	55	43,3
Importados	1.265	96	41	42,7	17	17,7

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

GRÁFICO 2. PARÁMETROS DE LA FUNCIÓN *HAZARD* PARA LOS ESTRATOS CON DEPENDENCIA DEL TIEMPO

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

VI. PRUEBAS DE DEPENDENCIA DEL ESTADO UTILIZANDO MODELOS DE RIESGOS EN COMPETENCIA

De acuerdo con Caballero y Engel (1993), para juzgar por la dependencia del estado se deben tener en cuenta dos condiciones. La primera se refiere a que la función *hazard* depende de la diferencia entre el precio de la firma y un precio “sin fricción”, el cual se aproxima por el precio promedio del mismo grupo al que pertenece el producto particular en el IPP. La segunda hace énfasis en que la función *hazard* es diferente cuando los precios aumentan que cuando disminuyen, ya que el efecto de algunas variables sobre la probabilidad de cambiar precios varía en ambos casos. Por ejemplo, cuando la inflación acumulada desde el último cambio de precios es positiva, entonces la probabilidad de una reducción de precios disminuye, en tanto que la probabilidad de un aumento de precios aumenta. Lo anterior debido a que las firmas reaccionan de diversas formas cuando los costos de producción o la demanda de sus productos se incrementan o disminuyen. En consecuencia, la metodología de riesgos en competencia para modelos de duración es relevante, ya que tiene en cuenta los aspectos citados anteriormente.

A. Implementación empírica

Para verificar por la dependencia del estado, en cada estrato se incluyen variables que cambian a través del tiempo. En primer lugar, la inflación acumulada en cada

racha dentro de cada sector, definida como la variación del IPP del sector entre el mes en que se acaba la racha y que precede el comienzo de la siguiente. Esta variable es una sustituta de la inflación en los costos de producción en el sector bajo consideración y mide la evolución de los precios de los competidores para productos similares. Además, entre las variables explicativas se incluyen la brecha del producto, la devaluación acumulada de la racha y variables *dummy* para identificar la región.

Un incremento en los precios de los competidores es un incentivo para que la firma incremente el precio. En ambos casos, se espera que una inflación positiva incremente la probabilidad de aumentar los precios y, en consecuencia, disminuya la de bajar el precio. En la base de datos, el final de una racha de precios puede corresponder a cuatro eventos diferentes: un incremento en el precio del artículo, una disminución en el precio del artículo, el reemplazo de un producto o el censuramiento a la derecha (la racha continúa hasta después del período de observación). La reacción de los productores de ajustar precios puede depender de si la racha de precios termina por un aumento de precios o por una disminución. Además, el impacto de algunas variables sobre la probabilidad de cambiar precios es diferente en ambos casos. En este modelo, la función *hazard* depende del tipo de evento.

Debido a que la desviación de precios se aproxima con la inflación acumulada del sector, las estimaciones se interpretan como una indicación de dependencia del estado. Otras variables que se incluyeron en algunos ejercicios fueron la variabilidad de la inflación y algunos indicadores de producción. La hipótesis nula en este caso es: $H_0 : \beta_{inf} = 0$. Así, la escogencia de la hipótesis alternativa significa que la duración de la racha de precios depende de la inflación acumulada del sector y, en consecuencia, hay evidencia de que en este estrato la duración de la racha de precios depende del estado.

B. Resultados de la estimación

La estimación se realizó con el modelo de *hazard* constante por tramos utilizando la estrategia bayesiana para modelos en competencia. Una completa descripción de la metodología se encuentra en Pintilie (2006). Para facilitar este análisis, en el Cuadro 2 se presentan la frecuencia y el porcentaje de estratos para diferentes clasificaciones del IPP, en las cuales el parámetro de inflación tiene efecto sobre la probabilidad de cambiar los precios por parte de las firmas. Los resultados se resumen en el siguiente párrafo.

La dependencia del estado tiene importancia para explicar las reducciones de precios y en la mitad de los estratos el aumento de la inflación acumulada disminuyó la probabilidad de cambiar los precios. Por el contrario, el coeficiente para los incrementos de precios fue importante tan solo para el 11,2%, lo cual refleja una asimetría cuando se ajustan los precios.

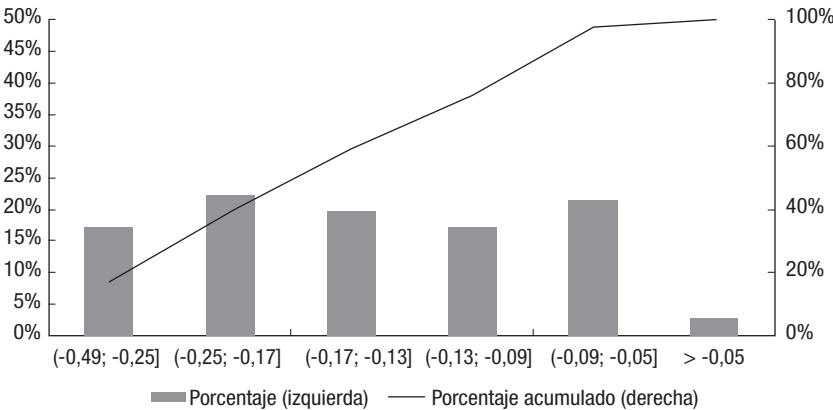
El Gráfico 3 muestra que hay considerable heterogeneidad en la magnitud del impacto de la inflación sobre la probabilidad de cambiar los precios.

CUADRO 2. PRUEBAS SOBRE LOS PARÁMETROS ASOCIADOS CON INFLACIÓN ACUMULADA

Clasificación económica	Incremento de precios	Disminución de precios
	Parámetros positivos y significativos	Parámetros negativos y significativos
Total	11,2%	50,2%
Agricultura	52,9%	35,3%
Minería	37,5%	12,5%
Industria	6,6%	53,0%
Producidos y consumidos	9,4%	55,9%
Importados	13,5%	42,7%

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

GRÁFICO 3. DISTRIBUCIÓN DE LOS COEFICIENTES ESTIMADOS DE INFLACIÓN (DISMINUCIÓN DE PRECIOS)



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

Hay evidencia de una significativa heterogeneidad en el impacto de la inflación acumulada. Los resultados de estimación del impacto de la inflación acumulada sobre la probabilidad de cambiar el precio son presentados en el Gráfico 3. El coeficiente es significativo en 54,3% para el total de la muestra y el impacto de la inflación se presenta en producidos y consumidos, en donde de los 235 estratos hay 115 con coeficiente significativo. Lo anterior provee una indicación de la importancia de la dependencia del estado en las decisiones de cambio de precios de los productores.

C. Evidencia cruzada entre las hipótesis de dependencia en el tiempo y en el estado

En el Cuadro 3 se presenta el resumen de las pruebas conjuntas de dependencia de la duración y del estado para los incrementos y disminuciones de precios. Según se infiere de este cuadro, la dependencia del estado es más importante para las disminuciones de precios, es decir, para el 57,5% de las rachas que disminuyeron los precios, un aumento de la inflación acumulada sectorial tiene efectos negativos sobre la probabilidad de cambiar los precios.

Además, la dependencia del estado es menos frecuente para los incrementos de precios, ya que tan solo para el 12,4% de las rachas de precios que incrementaron precios un aumento en la inflación sectorial causó que la probabilidad de aumentar precios fuera mayor. Esta asimetría, en la que las firmas reaccionan a los diferentes choques, se encuentra documentada en varios estudios basados en encuestas (véanse Misas, López y Parra, 2009). Por otra parte, la ausencia conjunta de la dependencia del estado y de la duración se asocia con reglas de precios de tipo Calvo. Así, según se analiza a partir del Cuadro 3, el 43,3% de los incrementos de precios está dominado por este patrón de comportamiento, en tanto que el 27,2% de las disminuciones de precios se predicen con este modelo.

Cabe destacar que hay heterogeneidad en la forma en que los productores fijan sus precios. Así, por ejemplo, el Cuadro 3 indica que hay una considerable proporción, para las disminuciones de precios, en la cual la dependencia del estado y la dependencia de la duración ocurren conjuntamente. Esta evidencia sugiere que la forma en que las firmas ponen sus reglas de precios podría ser caracterizada por una mezcla de varios modelos teóricos.

CUADRO 3. EVIDENCIA CRUZADA DE DURACIÓN Y DEPENDENCIA DEL ESTADO

Clasificación económica	Incremento de precios		Disminución de precios	
	N = 201		N = 195	
	No dependencia del estado	Dependencia del estado	No dependencia del estado	Dependencia del estado
No hay dependencia de la duración	43,3%	11,4%	27,2%	24,1%
Hay dependencia de la duración	44,3%	1,0%	15,4%	33,3%

Nota: En la primera fila (no dependencia de la duración) se reportan los modelos para los cuales la hipótesis nula $H_0: h_1 = \dots = h_p$ es escogida. La primera columna reporta los modelos para los cuales la hipótesis nula de no dependencia del estado ($H_0: \beta_{int} = 0$) es escogida. N es el número de modelos que se estimaron.

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

VII. CONCLUSIONES

En este artículo se han analizado las reglas de fijación de precios de los productores colombianos, estimando modelos de duración al nivel más desagregado posible. Tres resultados pueden ser señalados en este estudio. Primero, el supuesto de la función *hazard* de referencia constante se cumple en aproximadamente una tercera parte de los estratos conformados, lo cual es consistente con las predicciones derivadas del modelo de Calvo. Este resultado muestra que al estimar modelos al nivel más desagregado posible, se evita el problema de agregación de la función *hazard* decreciente y las estimaciones están acordes con los modelos teóricos.

Segundo, tanto la forma de la función *hazard* de las duraciones de precios como el nivel varían entre las diferentes clasificaciones del IPP.

Tercero, hay evidencia de dependencia del estado en aproximadamente la mitad de los casos en los que los precios disminuyeron. Esto es, la probabilidad de cambiar precios disminuye cuando se aumenta la inflación acumulada del sector. Además, se observa una alta heterogeneidad del coeficiente asociado a la inflación acumulada. Cabe destacar que el período de tiempo del estudio se caracterizó por una inflación del productor decreciente, lo que implicó incrementos de precios menos frecuentes y en este caso la evidencia de dependencia del estado no es determinante.

No obstante, se percibe una asimetría en la probabilidad de cambios de precios, ya que los determinantes de los incrementos de precios difieren de aquellos que afectan

las disminuciones de precios. Por otra parte, se encontró que la dependencia del estado es más importante en las disminuciones de precios que en los incrementos.

Los resultados de este trabajo sugieren algunas implicaciones prácticas en el modelamiento macroeconómico, debido a que los productores colombianos ajustan los precios utilizando mezclas entre reglas dependientes del estado, reglas dependientes del tiempo y reglas flexibles.

Además, los modelos dependientes del tiempo y del estado tienen implicaciones en el tamaño del cambio de precio. La estimación de un modelo conjunto para la duración y el tamaño constituye un tema para investigaciones futuras.

REFERENCIAS

- Blanchard, O., & Fisher, S. (1989). *Lectures on macroeconomics*. Cambridge: MA, MIT Press.
- Caballero, R., & Engel, E. (1993). Microeconomic adjustments hazards and aggregate dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 359-383.
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework: The frequency of price adjustments. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Dias, A., Marques, R., & Santos, J. (2005). Time or state dependent price rules? Evidence from Portuguese micro data. *Eurosystem Inflation Persistence Network*, 511.
- Ibraim, J. A., Cheng, M., & Sinja, D. (2001). *Bayesian survival analysis*. Springer.
- Julio, J., & Zárate, H. (2006). The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI micro data. *Ensayos sobre Política Económica*, 26(56).
- Kiefer, N. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, 26(2), 646-679.
- Misas, T., López, E., & Parra, J. (2009). La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa (*Borradores de Economía*, 569). Banco de la República.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). *Five facts about prices*. Columbia University.
- Pintilie, M. (2006). *Competing risks: A practical perspective*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Taylor, J. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Therneau, T., & Grambsch, P. (2000). *Modeling survival data*. Springer.

ANEXOS

Anexo 1. Modelo exponencial por tramos para probar por la dependencia del tiempo

La verificación de las hipótesis de reglas de precios dependientes del tiempo, por parte de las firmas, se basa en la forma de la función *hazard* de referencia, que es desconocida y, por lo tanto, debe estimarse con las duraciones de precios observadas. La estrategia econométrica se fundamenta en la implementación de un modelo constante por tramos semiparamétrico con enfoque bayesiano, el cual requiere el desarrollo de varias etapas (véase Ibrahim *et al.*, 2001).

Inicialmente, se define la partición del eje del tiempo. La escogencia del número de intervalos es independiente de los datos y representa la frecuencia mensual del IPP. En este caso se escogen doce intervalos, $0 < s_1 < s_2 < \dots < s_{12}$. Esto es, se tienen los $J = 12$ intervalos de la siguiente forma: $(0,1], (1,2], (2,3], \dots, (11,12]$. En este modelo se supone que la función *hazard* de referencia es constante en cada subintervalo, es decir, $h_0(t) = \lambda_j$.

La estructura de los datos está dada por el siguiente conjunto de información: $D = (n, y, v)$ donde n denota el número de observaciones, y representa los datos de las duraciones de precios observadas con la muestra de estudio y v es la variable artificial, donde $v = 1$, si el producto particular de un productor cambia de precio y 0 en otro caso.

La función de verosimilitud de λ para las n observaciones se puede escribir como:

$$L(\lambda / D) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^{12} [\lambda_j]^{\partial_{ij} v_i} \text{EXP} \left\{ -\partial_{ij} \left[\lambda_j (y_i - s_{j-1}) + \sum_{g=1}^{j-1} \lambda_g (s_g - s_{g-1}) \right] \right\}, \quad (3)$$

donde $\partial_{ij} = 1$ si el producto cambia de precios en el j -ésimo intervalo y $\partial_{ij} = 0$ en otro caso. Cabe destacar que en el enfoque bayesiano la inferencia estadística se realiza sobre la distribución posterior, la cual se obtiene como una proporción del producto entre la verosimilitud, dados los datos, y una distribución *a priori* sobre el parámetro λ , de la siguiente forma:

$$\pi(\lambda / D) \propto L(D / \lambda) p(\lambda). \quad (4)$$

Por su parte, existen diversas distribuciones *a priori* sobre la función *hazard* de referencia que se pueden utilizar en este análisis. La distribución más común es la gamma independiente $\lambda_j \sim \varsigma(\alpha_{0j}, \lambda_{0j})$, para $j = 1, 2, \dots, 12$, donde α_{0j} y λ_{0j} son parámetros que determinan la media y la varianza de λ_j . Otras distribuciones *a priori* son la distribución uniforme (no informativa) y la distribución normal. No obstante, dada la restricción en el número de observaciones, resulta atractivo utilizar algunas clases de procesos correlacionados. Así, la función gamma autorregresiva, que permite correlacionar λ en intervalos adyacentes anteriores, es la distribución que mejor se adaptó en el proceso de estimación. La forma de esta función se especifica como:

$$\lambda_k | \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{k-1} \sim \varsigma\left(\alpha_k, \frac{\alpha_k}{\lambda_{k-1}}\right). \quad (5)$$

El análisis de los resultados consiste en tres etapas. En la primera, se evalúa la precisión de los momentos posteriores, mediante varios diagnósticos sobre la convergencia de la cadena de Markov simulada por la distribución posterior. El primero de ellos se basa en la estadística de Geewke, que compara los valores en la parte inicial de la cadena de Markov con aquellos de la parte final y los valores cercanos a cero indican que no hay evidencia de falta de convergencia. Además, las autocorrelaciones cercanas a cero de la muestra posterior para grandes rezagos indican que no hay duda sobre la convergencia. Una considerable discrepancia entre el tamaño efectivo de la muestra y la muestra que se escoge en la simulación es una clara indicación de una cadena de Markov insatisfactoria.

En la etapa de estimación, se observan los intervalos de credibilidad construidos con muestras de la distribución posterior. Finalmente, para decidir si la regla de precios depende del tiempo, se diseñó la prueba de Wald⁴ sobre la igualdad de los doce coeficientes estimados (véase Kiefer, 1988). En caso de aceptar la hipótesis nula, se acepta la dependencia del tiempo.

⁴ Esta prueba se basa en que la distribución del estimador de máxima verosimilitud, para grandes muestras, tiene distribución normal. La estadística de Wald se expresa como: $\chi^2_S = (\hat{\theta} - \theta_0)' I(\hat{\theta}) (\hat{\theta} - \theta_0)$.

Anexo 2. Pruebas sobre la dependencia del estado

El procedimiento estadístico es similar al descrito en el Anexo 1. Para esta verificación se asume que la función *hazard* para la i -ésima racha de precios se especifica como:

$$h(t | X_i, \theta) = h_0(t) \exp(\beta' X_{it}), \quad (6)$$

donde $h_0(t)$ es la función *hazard* de referencia, que se asume constante en cada subintervalo, X_{it} es el valor en el tiempo t de un conjunto de variables que varían a través del tiempo y β es el vector de parámetros desconocido asociado con el vector de variables. La función de verosimilitud de (β, λ) está dada por:

$$L(\beta, \lambda / D) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J (\lambda_j \exp(x_i' \beta))^{\delta_{ij} v_i} \exp \left\{ \begin{aligned} & \left\{ -\partial_{ij} [\lambda_j (y_i - s_{j-1}) + \right. \\ & \left. \sum_{g=1}^{j-1} \lambda_g (s_g - s_{g-1})] \exp(x_i' \beta) \right\} \end{aligned} \right\}. \quad (7)$$

Especificación del modelo de riesgos en competencia para resultados múltiples

Cuando finaliza una racha de precios, los eventos que se observan posteriormente, además de que compiten entre sí, son independientes y pueden corresponder a un incremento o a una disminución del precio del artículo. Con el procedimiento de riesgos en competencia, la duración de la racha (T) para cada cotización de precios puede ser de dos tipos (C). La estructura de datos para los modelos de riesgos en competencia está conformada por (T, C) , donde T es continua y C es discreta con los valores 1, 2, que corresponden a los eventos descritos. La función *subhazard* $h^*(j, t) / h(t)$ es la probabilidad condicional de que la terminación de la racha de precios sea por la causa 1, dado que el cambio de precios se observó en el tiempo t .

En el Anexo 3 se ilustran con un ejemplo los resultados del modelo y las diferentes etapas en el proceso de estimación bayesiano para el estrato 1, que corresponde a pantalones y chaquetas. Los gráficos presentan varios criterios de convergencia de las cadenas de Markov y describen las autocorrelaciones de las muestras de la distribución posterior. El anterior ejercicio se replicó para los 203 estratos que se conformaron en este estudio.

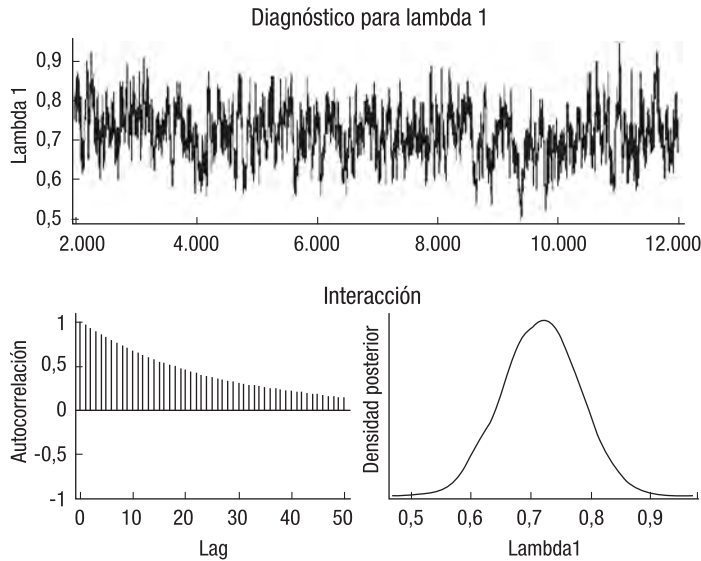
Anexo 3. Ejemplo de aplicación

CUADRO A3.1. PRUEBAS SOBRE LA CONVERGENCIA DE LA CADENA DE MARKOV

Parámetro	Geweke		Tamaño de muestra efectiva			Autocorrelación de la muestra posterior			
	z	Pr > z	ESS	Corr. tiempo	Eficiencia	Rezago 1	Rezago 5	Rezago 10	Rezago 50
Lambda 1	3,9524	< 0,0001	206,5	48,4228	0,0207	0,9587	0,8196	0,6683	0,1382
Lambda 2	3,7673	0,0002	315,4	31,7021	0,0315	0,6639	0,5634	0,4637	0,0832
Lambda 3	3,6626	0,0002	737,5	13,5594	0,0737	0,2886	0,2568	0,1760	0,0397
Lambda 4	7,7377	0,0002	845,6	11,8258	0,0846	0,2603	0,2139	0,1745	0,0231
Lambda 5	3,8961	< 0,0001	1.505,6	6,6420	0,1506	0,1221	0,1234	0,0926	0,0199
Lambda 6	3,1425	0,0017	2.507,5	3,9881	0,2507	0,0844	0,0660	0,0439	0,0034
Lambda 7	3,3639	0,0008	1.836,1	5,4464	0,1836	0,1289	0,0938	0,0819	0,0176
Lambda 8	2,5571	0,0106	4.309,9	2,3203	0,4310	0,0569	0,0330	0,0232	0,0308
Lambda 9	2,6889	0,0072	9.168,2	1,0907	0,9168	0,0206	-0,0011	-0,0001	0,0044
Lambda 10	1,7690	0,0769	9.574,2	1,0445	0,9574	0,0222	0,0196	0,0374	-0,0005
Lambda 11	2,7477	0,0060	9.406,2	1,0631	0,9406	0,0316	0,0129	0,0221	0,0046
Lambda 12	3,4654	0,0005	1.633,5	6,1217	0,1634	0,1618	0,1015	0,0917	0,0132
inflación	1,5625	0,1182	9.034,1	1,1069	0,9034	0,0535	-0,0109	-0,0084	0,0018
Brecha_PIB	1,5178	0,1291	1.918,4	5,2127	0,1918	0,6785	0,1424	0,0292	0,0010
variación_tasa	1,2072	0,2273	6.285,0	1,5911	0,6285	0,1542	0,0016	0,0180	0,0140
R_CARIBE	-3,9568	< 0,0001	248,6	40,2286	0,0249	0,7752	0,6694	0,5508	0,1268
R_ANDINA	-4,0304	< 0,0001	206,2	48,5083	0,0206	0,9543	0,8093	0,6578	0,1491
R_ORINOQUIA	-4,0734	< 0,0001	459,5	21,7609	0,0460	0,3803	0,3308	0,2726	0,0835

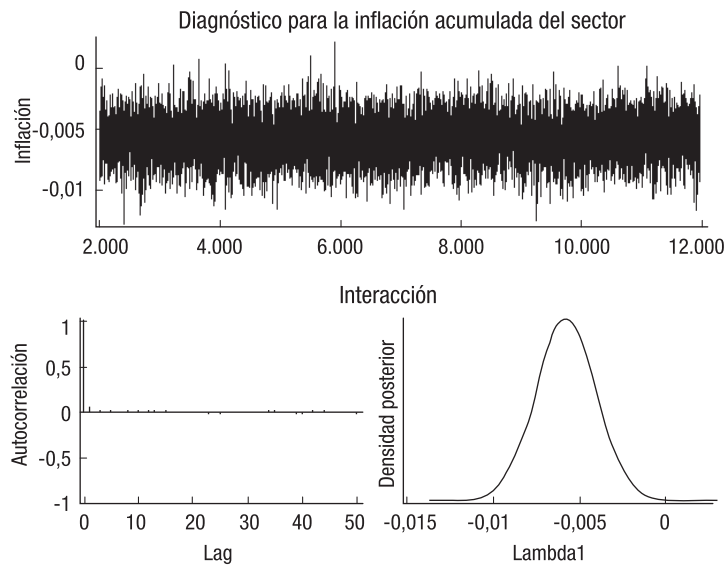
Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

GRÁFICO A3.1. EJEMPLO DE APLICACIÓN.
INSPECCIÓN VISUAL SOBRE LA CONVERGENCIA DE LA CADENA DE MARKOV.
EJEMPLO DE UNA CADENA DE MARKOV QUE NO CONVERGE



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

GRÁFICO A3.2. CARACTERÍSTICA DE UNA CADENA DE MARKOV QUE CONVERGE



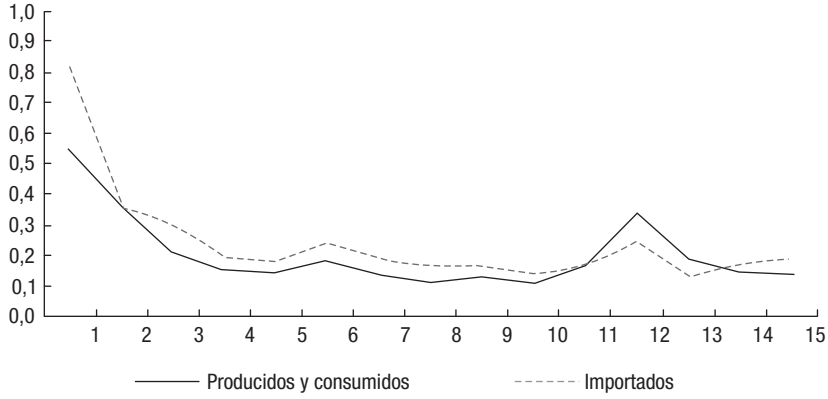
Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

CUADRO A3.2. ETAPA DE ESTIMACIÓN. ESTADÍSTICAS DE LA DISTRIBUCIÓN POSTERIOR

Parámetro	Media	Desviación estandard	Cuantiles		
			25%	50%	75%
Lambda 1	0,72	0,06	0,67	0,72	0,76
Lambda 2	1,45	0,15	1,34	1,44	1,55
Lambda 3	0,43	0,07	0,39	0,43	0,48
Lambda 4	0,56	0,10	0,49	0,55	0,62
Lambda 5	0,34	0,08	0,28	0,34	0,39
Lambda 6	0,23	0,07	0,18	0,23	0,28
Lambda 7	0,55	0,14	0,45	0,53	0,63
Lambda 8	0,24	0,10	0,17	0,23	0,30
Lambda 9	0,09	0,06	0,05	0,08	0,12
Lambda 10	0,10	0,07	0,05	0,08	0,13
Lambda 11	0,07	0,05	0,03	0,06	0,09
Lambda 12	0,18	0,04	0,15	0,18	0,20
inflación	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	-0,01
Brecha_PIB	-1,93	0,99	-2,59	-1,94	-1,26
variación_tasa	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	-0,02
R_CARIBE	0,01	0,10	-0,06	0,01	0,07
R_ANDINA	0,07	0,09	0,01	0,07	0,13
R_ORINOQUIA	0,22	0,14	0,12	0,22	0,31

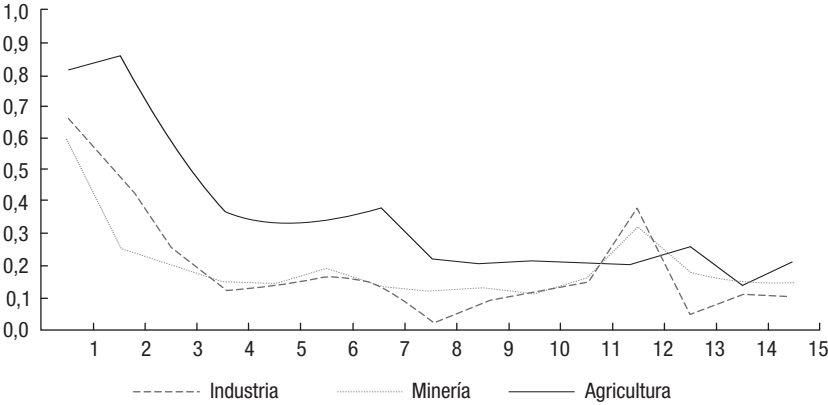
Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

GRÁFICO A3.3. ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA DE LA FUNCIÓN *HAZARD* DE REFERENCIA, SEGÚN EL ORIGEN DE LOS BIENES



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

GRÁFICO A3.4. ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA DE LA FUNCIÓN *HAZARD* DE REFERENCIA, SEGÚN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LOS BIENES



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

Heterogeneidad observada y no observada en la formación de los precios del IPC colombiano*

Juan Manuel Julio**

* El autor agradece los comentarios de Édgar Caicedo a una versión anterior de este trabajo y la invaluable colaboración de Eduardo Freire, director técnico del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y a Héctor Zárate del Banco de la República, por proveer la base de datos bajo análisis. Cualquier error, junto con las conclusiones y opiniones contenidas en este trabajo, son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

** El autor es investigador del Departamento de Modelos Macroeconómicos del Banco de la República y profesor asociado del Departamento de Estadística de la Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: jjulioro@banrep.gov.co.

I. INTRODUCCIÓN

Los modelos para el análisis e implementación de la política monetaria se clasifican en aquellos que se basan en contratos asíncronos (*staggered contract models*) y los que no. Los modelos de contratos asíncronos enfatizan el papel de la formación de los precios y los salarios en el análisis y diseño de la política monetaria, mientras que los modelos de contratos sincronizados resaltan la persistencia del efecto de la política monetaria sobre la inflación y los salarios, dejando de lado algunos elementos de la microfundamentación de los precios (véase Taylor, 1999, por ejemplo).

A pesar de las ventajas de los modelos de contratos asíncronos, su utilización para el análisis y diseño de la política monetaria en bancos centrales es limitada, debido a la falta de persistencia en el efecto de las innovaciones monetarias sobre la inflación y los salarios. Para solucionar este problema, los modelos de contratos sincronizados utilizan reglas de fijación de precios con indexación a la inflación pasada (véanse Eichengreen y Fisher, 2003, Fuhrer y Moore, 1995 y Taylor, 1999).

Más precisamente, los modelos de contratos asíncronos reproducen adecuadamente los siguientes hechos estilizados de los precios de las economías de mercado. Primero, los precios tienen movimientos escalonados. Segundo, la sincronización de los cambios de los precios es baja. Y tercero, la heterogeneidad en la fijación de los precios entre y dentro de distintas variedades de bienes y servicios es alta (véanse Golosov y Lucas, 2003 y Taylor, 1999).

Por el contrario, los modelos de contratos sincronizados no reproducen estas características de los precios. Bajo una inflación positiva, si el 30% de las firmas (escogidas al azar en cada período) indexan sus precios a la inflación pasada y el 70% restante cambia sus precios al nivel que aclara los mercados, los cambios de los precios presentarán una sincronización total, los precios no mostrarán el comportamiento escalonado estilizado y la heterogeneidad en la manera como las firmas fijan sus precios será muy baja.

Estudios recientes enfatizan la importancia de la heterogeneidad en la formación de los precios para la explicación del efecto real de la política monetaria. Carvalho (2006), en su trabajo galardonado con el premio Arrow de macroeconomía, encuentra que el problema de la falta de persistencia del efecto real de la política monetaria en modelos de contratos asíncronos podría solucionarse al

introducir heterogeneidad en la rigidez de los precios. De igual forma, Carvalho y Schwartzman (2008) muestran que para choques empíricamente plausibles el efecto real de los choques monetarios se puede caracterizar a través de los tres primeros momentos de la distribución de las rigideces de los precios. Además, Carvalho y Nechio (2008) revelan la importancia de introducir la heterogeneidad de las rigideces de precios para reproducir el efecto persistente de los choques monetarios sobre la tasa de cambio real.

En modelos de contratos asíncronos la heterogeneidad de las rigideces de precios se puede especificar a través de la función *hazard*. La *hazard* es la probabilidad instantánea de un cambio de precio, condicional al tiempo transcurrido desde el último cambio de precio¹. Por esta razón, tanto el trabajo de Carvalho y Schwartzman (2008) como el de Carvalho y Nechio (2008) se basan en formulaciones generales de la función *hazard* para modelar la heterogeneidad de las reglas de precios.

Las reglas de precios se clasifican globalmente como dependientes del tiempo o dependientes del estado. En las reglas dependientes del tiempo la duración de los precios sigue un proceso estocástico o determinístico exógeno al ambiente económico que enfrenta la firma. Por ejemplo, en un contrato de Taylor de duración T , la función *hazard* es distinta de cero para todo $k = nT$; $n = 1, 2, 3, \dots$, y cero en cualquier otro plazo. En la regla de Calvo (1983), la función *hazard* es constante igual a $1 - \theta$ en todos los plazos. En una regla de Calvo truncada en el plazo T , la función *hazard* es $1 - \theta$ en todos los plazos hasta T , donde se incrementa a la unidad, y es cero luego de este plazo.

En las reglas dependientes del estado la duración de los precios depende del ambiente económico que enfrenta la firma. Bajo costos de menú, por ejemplo, la duración de los precios depende de la inflación sectorial y, en consecuencia, la *hazard* se incrementa con esta (véanse Calvo, 1983, Golosov y Lucas, 2003 y Taylor, 1980).

La principal diferencia entre los precios del productor y los precios al consumidor es que en los primeros el cliente no es anónimo y dependiendo del tamaño de su negocio puede resistirse a los incrementos de precios o negociar contratos explí-

¹ Si la duración de los precios tiene función de densidad $f_D(d)$, la función de sobrevivencia de los precios es la probabilidad de que estos permanezcan constantes más de k períodos de tiempo, $S_D(k) = P[D > k] = 1 - F_D(k)$, y la función *hazard* es la probabilidad de que el precio cambie en un período infinitesimal de tiempo después de k , dado que los precios han permanecido constantes hasta el período k , $h_D(k) = \frac{f_D(k)}{S_D(k)}$.

bitos o implícitos sobre la duración de los precios. En los precios al consumidor, por el contrario, el cliente es anónimo y, en consecuencia, es tomador de precio. Esto elimina la posibilidad de tener contratos explícitos o implícitos para la duración de los precios al consumidor, excepto para los servicios que los especifican.

Este trabajo caracteriza las reglas de precios de los minoristas colombianos de bienes y servicios a través de la función *hazard*. Para realizar este trabajo se cuenta con una base de datos que contiene 12.052.970 reportes mensuales de precios de todas las variedades de bienes y servicios considerados en el cálculo del índice de precios al consumidor (IPC) colombiano, desde marzo de 1999 hasta mayo de 2008.

Una característica que hace especial a esta base de datos, en comparación con las de trabajos similares de otros países, es que contiene un período de inflación decreciente, de marzo de 1999 a junio de 2006, y otro de inflación creciente, de junio de 2006 a mayo de 2008, los cuales proveen suficiente variación muestral para estudiar la presencia de costos de menú.

Dado que es ampliamente reconocido que las estimaciones de las funciones *hazard* son sensibles a la heterogeneidad en las duraciones, en este trabajo se hace énfasis en modelar adecuadamente su efecto. La heterogeneidad de las duraciones sesga la *hazard* estimada y el efecto de variables de estado sobre esta (véanse Heckman y Singer, 1984 y Meeker y Escobar, 1998).

La heterogeneidad de las duraciones en los precios del IPC se descompone en heterogeneidad observada y no observada. La heterogeneidad observada se relaciona con eventos identificables en los datos, como las diferencias de comportamiento de las duraciones entre: a) distintas variedades de bienes y servicios, b) diferentes tipos de minoristas, c) distintos períodos de tiempo debido al estado cambiante de la economía y d) incrementos y disminuciones de precios. La heterogeneidad no observada se refiere a diferencias en el comportamiento de las duraciones debidas a factores no observados, como las características propias de la oferta o demanda de cada minorista y, en nuestro caso particular, a la marca o calidad de la variedad específica del bien o servicio.

El efecto de la heterogeneidad observada se reduce de manera correspondiente estimando la *hazard* a) a niveles muy desagregados como la variedad del bien o servicio, b) estratificando o estimando la *hazard* de acuerdo con el tipo de minorista, c) incluyendo el efecto de variables de estado como la inflación, la deva-

luación y la brecha del producto interno bruto (PIB) y d) estimando la *hazard* para incrementos y disminuciones de precios. La heterogeneidad no observada se modela a través de un factor de efectos aleatorios denominado fragilidad (*frailty*), que les permite a ciertos minoristas tener rachas de precios más cortas que otros del mismo tipo. En total se estiman más de 4.500 modelos de duración para este trabajo. Los coeficientes estimados de estos modelos de duración son la materia prima para los resultados.

El resto del escrito se organiza de la siguiente manera. En la Sección II se detalla la base de datos y se puntualizan algunas definiciones preliminares para el análisis. En la Sección III se describe la estrategia econométrica para la estimación de las diferentes funciones *hazard*. En la IV se resumen los resultados y en la V se concluye.

II. DEFINICIONES Y LA BASE DE DATOS

El IPC colombiano se compone de 176 gastos básicos, las canastas mínimas de bienes o servicios para las cuales el IPC es estadísticamente representativo para cada ciudad y grupo de gasto². El grupo de gasto es un indicador del nivel de ingresos de los hogares. Cada gasto básico contiene en promedio de tres a cuatro variedades, siendo una variedad un bien o servicio claramente definido por su cantidad, envase, contenido, presentación, etc., para los bienes, y por la cantidad de insumos, la forma de prestación, el tipo de instrumentos y de equipos y el sitio de prestación, etc., para los servicios. Sin embargo, la variedad no identifica la marca ni la calidad del bien o servicio.

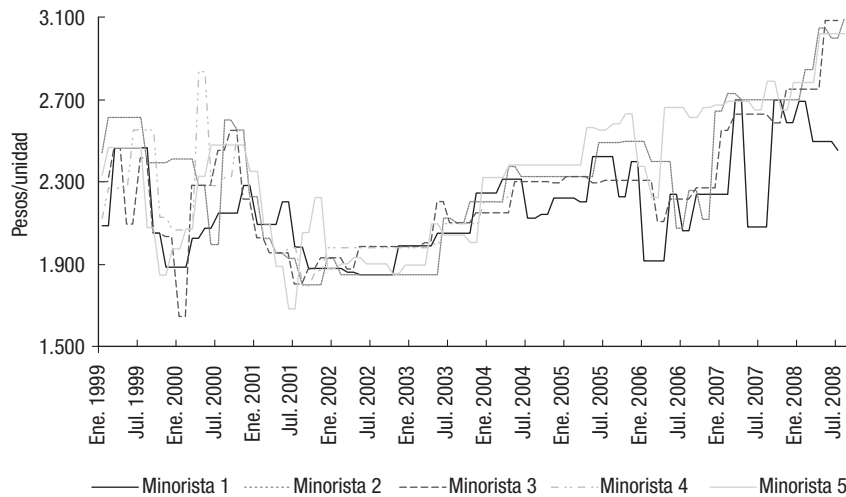
Por ejemplo, el gasto básico arroz se compone de tres variedades: arroz para sopa, arroz para seco y arroz integral. La variedad arroz para seco, a su vez, se compone de diversas marcas y calidades no identificadas en la base de datos.

Una secuencia de precios es una sucesión interrumpida de reportes de precios de una variedad que tiene una marca específica (no observada) ofrecida por un minorista particular en una ciudad determinada. Cada secuencia de precios se compone de rachas sucesivas de precios, que son reportes ininterrumpidos de precios constantes. La longitud de cada racha se denomina duración de los precios.

² La muestra se refiere a los reportes de precios del IPC 98 del DANE (1999).

El Gráfico 1 muestra cinco secuencias de precios de una variedad de detergente para ropa, reportadas por sendos informantes de una ciudad colombiana.

GRÁFICO 1. SECUENCIAS DE PRECIOS DE UNA VARIEDAD DE DETERGENTE DISTRIBUIDO POR CINCO MINORISTAS DEL MISMO TIPO EN UNA CIUDAD COLOMBIANA



Fuente: cálculos del autor.

En el Gráfico 1 se puede observar el efecto del tipo de minorista y entre distintos períodos de tiempo. El primer minorista mantiene el precio del detergente constante por períodos cortos, a lo sumo seis meses, mientras que el segundo presenta duraciones hasta de dieciséis meses. Esto es consistente con el hecho de que el primer minorista sea un hipermercado y el segundo un supermercado, lo cual revela la heterogeneidad observada entre las duraciones de diferentes tipos de minoristas.

La heterogeneidad observada dentro de cada secuencia se debe a la dependencia de las duraciones del estado cambiante de la economía en que opera el minorista. Esto es claro en el Gráfico 1 para el período julio de 2001-julio de 2003, cuando las rachas presentan duraciones extendidas en comparación con otros períodos. Esta heterogeneidad parece tener relación con factores de estado como la inflación, el crecimiento de la economía y la tasa de devaluación, las variables de estado consideradas en este trabajo.

En este gráfico también se puede observar que la primera racha de precios del primer minorista consiste en dos reportes de 2.083,6 pesos colombianos por unidad de detergente, la segunda consiste en seis reportes consecutivos de 2.465 pesos, la tercera de dos reportes de 2.052,5 pesos, la cuarta de cuatro reportes de 1.882,5 pesos, y así sucesivamente. De esta forma, la duración de la primera racha de precios es dos meses, la de la segunda es seis meses y la de la tercera y cuarta es dos y cuatro, respectivamente.

Sin embargo, es ampliamente reconocido que la primera y última rachas están truncadas, ya que no se conoce el inicio de la primera ni el final de la última. Por esta razón, se elimina la primera racha de cada secuencia y se modela el truncamiento de la última, la cual se reconoce como censurada en el lenguaje de modelos de duración.

La segunda racha del primer minorista inicia en el segundo período de observación de la muestra y termina en el séptimo, la tercera inicia en el octavo y termina en el noveno, la siguiente inicia en el décimo y termina en el decimotercero, etc. La última racha del primer minorista inicia en el período 110 y termina en el 114 y es la única censurada en esta secuencia. La anterior descripción enfatiza el hecho de que este no es un problema ordinario de modelos de duración, sino uno de eventos recurrentes o de rachas múltiples en cada secuencia.

Otro elemento importante que se debe tener en cuenta es la heterogeneidad observada en la decisión de reducir o incrementar precios. Para el IPC colombiano, Julio, Zárate y Bejarano (2009) encontraron ligeras rigideces nominales a la baja, las cuales apuntan a la existencia de este tipo de comportamientos diferenciados. De la misma manera, Misas, López y Parra (2009) reportan comportamientos diferenciados a nivel de las firmas en Colombia. Este tipo de análisis se denomina de riesgos competitivos en la literatura de modelos de duración.

III. ESTRATEGIA ECONOMETRICA

De la discusión de la sección anterior concluimos que la muestra se compone de: a) múltiples rachas de precios en cada secuencia, b) heterogeneidad observada entre secuencias debido a comportamientos diferenciados de los distintos tipos de minoristas, c) heterogeneidad observada dentro de cada secuencia debido a cambios en las variables de estado, d) heterogeneidad observada debido a comportamientos

diferenciados en la decisión de reducir o incrementar precios, o a riesgos competitivos y e) heterogeneidad no observada entre las duraciones de diferentes secuencias de precios de la misma variedad, debido a condiciones particulares de la oferta o demanda de los minoristas y en este caso particular a diferencias (no observadas) entre marcas o calidades del bien o servicio de la misma variedad.

A. El modelo de funciones hazard proporcionales de Cox

En este trabajo se utiliza el modelo de Cox, una estrategia semiparamétrica que no impone supuestos sobre la distribución de las duraciones pero que es suficientemente flexible para la inclusión de covariables (variables de estado), cuyos valores cambian con el tiempo, la fragilidad y la estratificación, y se extiende de manera natural al caso de múltiples rachas en cada minorista del estrato (véanse Dias, Marques y Santos, 2005, y Fougere, Le Bihan y Sevestre, 2005).

Dentro de cada estrato (tipo de minorista) se supone que la función *hazard* de la i -ésima racha de la j -ésima secuencia tiene la siguiente forma:

$$\lambda_{ij}(t) = \lambda_0(t) e^{\mathbf{x}_{ij}^T(t)\beta + Z_j}, \quad (1)$$

donde $t > 0$ es el período de tiempo transcurrido desde un cambio de precio y $\lambda_0(t)$ es una función positiva que se conoce como *hazard* de base, la cual es única para todas las rachas de precios del estrato y no depende de las covariables. El factor $\mathbf{x}_{ij}^T(t)\beta = \sum_k \beta_k x_{ijk}(t)$ es una combinación lineal de un vector de parámetros desconocidos β y el vector de las covariables $x_{ij}(t)$, las cuales pueden variar a lo largo del tiempo. Este último factor es el componente sistemático de la *hazard* y determina el efecto de las covariables sobre la probabilidad de un cambio de precio, dada la sobrevivencia del precio hasta el período t . Un incremento de una unidad en $x_{ijk}(t)$ incrementa la *hazard* en e^{β_k} .

El término final, Z_j , es una variable aleatoria positiva con distribución gamma que representa fragilidad para mantener los precios constantes por períodos extendidos de tiempo. Cuanto más grande la realización de esta variable, Z_j , más alta la probabilidad de cambiar precios, es decir, más flexibles los precios. Se supone adicionalmente que la fragilidad es común a todas las rachas de una secuencia, pero distinta entre secuencias (véase Vaida y Xu, 2000).

En resumen, las rachas de un mismo estrato comparten la *hazard* de base del estrato. Bajo dependencia del tiempo, el componente sistemático $e^{\mathbf{x}_{ij}^T(t)\beta} = e^{\sum_k x_{ijk}\beta_k}$ es uno, lo cual implica que $\beta = 0$. Por el contrario, si $\beta \neq 0$, los cambios en el valor de las covariables afectan la probabilidad de cambiar los precios y, en consecuencia, la duración de los precios depende del estado. Un incremento de una unidad en $x_{ij}(t)$ incrementa la *hazard* en e^{β_k} . Las variables de estado son la inflación del gasto básico y la tasa de devaluación del peso, ambas acumuladas desde el último cambio de precio, y la brecha desestacionalizada del PIB. De esta forma, un incremento de cien pbs en una variable de estado incrementa la *hazard* en $e^{\beta_k/100} - 1\%$.

Finalmente, en el modelo de Cox descrito anteriormente, el evento que determina la finalización de la racha es el cambio de precio. Si este se substituye, por ejemplo, por un incremento o una disminución de precio, se generan dos modelos que permiten determinar asimetrías en la forma como los agentes fijan la duración de sus precios.

Más específicamente, se quiere determinar si inflaciones y devaluaciones acumuladas positivas, así como brechas positivas, incrementan la probabilidad de un aumento del precio, y si inflaciones y devaluaciones acumuladas negativas, así como brechas negativas, incrementan la probabilidad de una reducción de los precios. A este tipo de modelos se les reconoce como de riesgos competitivos.

Una manera simple de estudiar este problema es separar las dos muestras de duraciones de acuerdo con el evento en que terminan y estimar las funciones *hazard* bajo el supuesto de *hazard* independientes (véanse Vaida y Xu, 2000 y Dias *et al.*, 2005).

IV. RESULTADOS

Con el fin de ilustrar el procedimiento econométrico y la interpretación de los resultados, se estudia en el Apartado IV.A el caso de la variedad arroz para seco. Esta exposición facilita la interpretación de los resultados para toda la muestra, que se resumen en el Apartado IV.B.

A. *Heterogeneidad observada y no observada en los precios del arroz para seco*

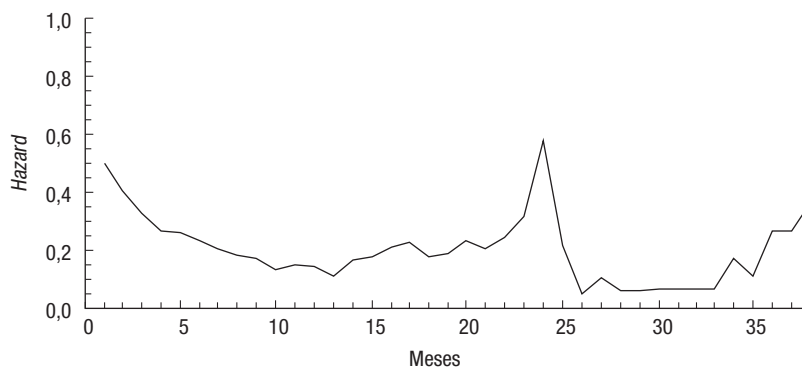
1. *Modelo simple de duración*

El Gráfico 2 muestra la función *hazard* estimada para las 16.224 duraciones de las correspondientes rachas de precios del arroz para seco. Para esta estimación se hizo caso omiso de la heterogeneidad observada y de la no observada, se eliminó la primera racha de precios de cada secuencia y se modeló la censura de la última racha en cada secuencia de precios.

La *hazard* estimada del Gráfico 2 revela que los precios del arroz para seco son flexibles. Luego de un cambio de precio, durante el primer mes el 50% de las rachas cambian de precio. Dado que los precios han durado un mes, durante el segundo mes 40,5% de las rachas restantes cambian de precio, lo cual genera un acumulado de $70,4\% = (50 + (40,5 * 50))\%$ de rachas que cambian de precio antes del segundo mes. Dado que los precios han durado dos meses, durante el tercer mes el 33% de las rachas restantes de precios termina, para un acumulado de $80,2\% = (50 + (40,5 * 50) + (33 * 29,6))\%$ de cambios de precios antes del cuarto mes. Realizando este procedimiento sucesivamente observamos que el 95% de las rachas cambia de precio antes del décimo mes y el 99% antes de dos años.

La *hazard* del Gráfico 2 no es monótona creciente ni decreciente sino a trozos. Esta decrece monótonamente desde el final del primer mes (0,50), hasta el final del mes 13 (0,10). Luego crece no monótonamente hasta un máximo localizado al final del mes 24 (0,57), para luego decrecer y permanece en un valle, luego de lo cual crece de nuevo produciendo una forma de W.

Es ampliamente reconocido que las funciones *hazard* decrecientes, es decir, la probabilidad de cambiar de precios reduciéndose a lo largo del horizonte, no son sensatas. En datos de duración de precios se espera que la función de *hazard* sea constante o preferiblemente creciente, cuando no se compone de picos. La forma de W del Gráfico 2 indica la presencia de heterogeneidad en las duraciones de las rachas de precios del arroz para seco.

GRÁFICO 2. FUNCIÓN HAZARD ESTIMADA PARA LA VARIEDAD ARROZ PARA SECO

Fuente: cálculos del autor.

2. Modelo estratificado de funciones hazard proporcionales

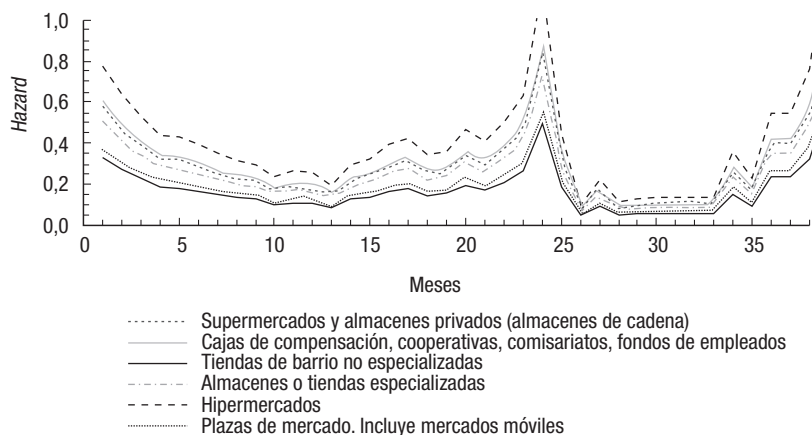
Para eliminar el efecto del tipo de minorista sobre la forma de la *hazard*, se realiza la estimación estratificada de las funciones *hazard*, en la que cada estrato es un tipo distinto de minorista.

Si se supone que las funciones *hazard* son proporcionales, los regresores de la ecuación (1) son *dummies* que indican el tipo de minorista al que pertenece la duración. Para evitar la colinealidad, se toma como base el tipo plazas de mercado y mercados móviles y, en consecuencia, su *hazard* es la *hazard* de base. La *hazard* de los demás tipos de minoristas es e^{β_i} veces la *hazard* de base, donde β_i es el coeficiente que acompaña la indicadora del tipo de minorista correspondiente para $i = 1, 2, \dots, m-1$, donde $m = 6$ es el número de distintos minoristas que expenden esta variedad.

El Gráfico 3 muestra las funciones *hazard* estimadas para los tipos de minoristas que expenden esta variedad. Los precios del arroz para seco son más flexibles en los hipermercados que en las cajas de compensación. Los precios de estos dos tipos de minoristas son a su vez más flexibles que los de los almacenes o tiendas especializadas. Finalmente, los precios más rígidos se encuentran en las tiendas de barrio no especializadas³.

³ Este resultado se explica mediante la teoría de las rigideces de información. La información para realizar los reprecios llega con cada carga de arroz al minorista. Los

GRÁFICO 3. FUNCIÓN *HAZARD* DE BASE ESTIMADA PARA LA VARIEDAD ARROZ PARA SECO PARA CADA TIPO DE MINORISTA QUE LO EXPENDE



Fuente: cálculos del autor.

El Cuadro 1 muestra los coeficientes estimados del modelo de funciones *hazard* proporcionales de Cox a partir del cual se obtuvieron las *hazard* de los demás tipos de minoristas del Gráfico 3. Los valores de la columna $\text{Exp}(\text{Coef})$ del Cuadro 1 revelan que la *hazard* de las tiendas de barrio no especializadas es el 89% de la *hazard* de las plazas de mercado, la *hazard* de las tiendas de barrio especializadas es 134% de la *hazard* de las plazas de mercado, la *hazard* de hipermercados es 209% de la *hazard* de las plazas de mercado, etc.

El Cuadro 1 evidencia una fuerte heterogeneidad en la rigidez de los precios del arroz para seco entre distintos tipos minoristas. Dado que la *hazard* para los precios del arroz en las plazas de mercado es de 37,5% para el primer mes, se puede observar que estos son muy flexibles en los hipermercados. Luego de un cambio de precio, $2,09 * 37,5\% = 77,6\%$ de los precios del arroz para seco cambia durante el primer mes en estos distribuidores. De manera equivalente, solo $0,89 * 37,5\% = 33,4\%$ de los precios de este producto cambia durante el primer mes en las tiendas tradicionales de barrio no especializadas. Durante el primer mes este valor es de

hipermercados tienen sistemas sofisticados de manejo de inventarios que permiten optimizar los costos de bodegaje, incrementando las oportunidades de reprecio de este tipo de bienes con mucha frecuencia. Las tiendas tradicionales de barrio no especializadas, a su vez, no tienen estos costos de bodegaje y, entonces, la información necesaria para los reprecios llega con poca una creencia más baja para este tipo de bien.

$1,34 * 37,5\% = 50,25\%$ para las tiendas especializadas de barrio, $1,54 * 37,5\% = 57,75\%$ para los supermercados y almacenes de cadena y de $1,62 * 37,5\% = 60,75\%$ para las cajas de compensación, cooperativas, comisariatos y fondos de empleados.

**CUADRO 1. ESTIMACIÓN MODELO DE FUNCIONES HAZARD PROPORCIONALES DE COX
PARA LAS DURACIONES DE LOS PRECIOS DEL ARROZ PARA SECO**

Tipo de minorista	Coef.	Exp. (coef.)	SE (coef.)	z	Pr(> z)	Lower 0,95	Upper 0,95
Supermercados + almacenes de cadena	0,43	1,54	0,05	8,15	0,00	1,39	1,71
Cajas de compensación, cooperativas, comisariatos, fondos de empleados	0,48	1,62	0,06	8,50	0,00	1,45	1,81
Tiendas tradicionales de barrio no especializadas	-0,12	0,89	0,06	-2,12	0,03	0,80	0,99
Tiendas especializadas de barrio	0,30	1,34	0,07	4,07	0,00	1,17	1,55
Hipermercados	0,74	2,09	0,07	11,11	0,00	1,84	2,38

Fuente: cálculos del autor.

Las diferencias en las rigideces de precios entre los minoristas del arroz para seco son también significativas. La columna $\text{Pr}(>|z|)$ muestra el p -valor, $\text{Pr}(>|z|)$, de la prueba de igualdad de la *hazard* del minorista correspondiente con la de base. Un p -valor inferior a 0,05 indica que la *hazard* del minorista respectivo difiere significativamente de la de las plazas de mercado, resultado que se obtiene para todos los tipos de minoristas del arroz para seco.

Otra manera de verificar las diferencias en la rigidez de los precios del arroz para seco entre distintos tipos de minoristas es comprobar si se traslapan los intervalos de confianza para e^{β_i} de las dos últimas columnas. Se concluye que el comportamiento de las duraciones de los precios en los hipermercados es distinto al de cualquier otro tipo de minorista.

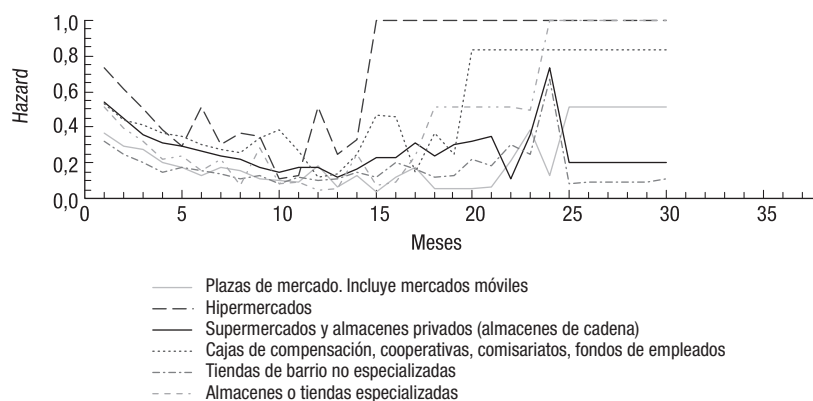
Además, se rechaza la hipótesis de proporcionalidad de las funciones *hazard* de distintos minoristas. La prueba de Grambsch y Therneau (1994) para la nula de funciones *hazard* proporcionales tiene una estadística chi-cuadrado de 17,83 con un p -valor de 0,002, lo que indica que se cruzan las *hazard* de distintos tipos de minoristas del arroz para seco.

3. Modelo de Cox estratificado

El resultado de la prueba de Grambsch y Therneau (1994) indica que las funciones *hazard* de cada estrato no son proporcionales. En esta estimación, cada uno de los estratos tiene su *hazard* propia, no necesariamente proporcional a la de los demás estratos, lo cual corresponde a estimar una *hazard* de base distinta para cada tipo de minorista.

El Gráfico 4 muestra las *hazard* estimadas para cada tipo de minorista de arroz para seco. Las *hazard* de los diferentes minoristas se entrecruzan a distintos plazos y, en consecuencia, no son proporcionales. Sin embargo, se mantiene el hecho de que los precios del arroz para seco son más flexibles en los hipermercados que en las tiendas de barrio no especializadas, los almacenes y tiendas especializadas, y los supermercados y almacenes privados.

GRÁFICO 4. FUNCIONES HAZARD ESTIMADAS PARA LOS DIFERENTES TIPOS DE MINORISTAS DE ARROZ PARA SECO



Fuente: cálculos del autor.

Es importante resaltar que las *hazard* estimadas tienen forma de U, lo cual indica que parte de la heterogeneidad se redujo, pero la que se debe a otros factores persiste. En la siguiente estimación se modela la posible heterogeneidad observada debido a cambios en el ambiente económico que enfrentan los minoristas del arroz para seco.

4. *Modelo de Cox estratificado con covariables que cambian con el tiempo*

Con el fin de reducir el efecto de la heterogeneidad de las duraciones causada por los cambios en el estado de la economía, se estima un modelo de Cox estratificado con covariables, cuyo valor cambia a lo largo del tiempo.

El Cuadro 2 contiene los resultados de la estimación del modelo estratificado de Cox para las duraciones de los precios del arroz para seco, donde se incluye el efecto de las covariables que indican el estado de la economía. En esta estimación, los coeficientes que acompañan las variables de estado son comunes para los diferentes estratos, pero las *hazard* de base de distintos tipos de minoristas son diferentes. Las variables de estado son: DEV_ACUM, la devaluación acumulada desde el último cambio del precio; BRECHA_PIBS, la brecha del PIB real desestacionalizado; e INF_ACUM, la inflación acumulada del gasto básico desde el último cambio del precio. En esta estimación se espera que incrementos en las variables de estado incrementen la probabilidad de un cambio de precios. En consecuencia, se espera que los coeficientes sean positivos.

CUADRO 2. ESTIMACIÓN MODELO DE FUNCIONES HAZARD PROPORCIONALES DE COX PARA EL ARROZ PARA SECO ESTRATIFICADO POR TIPO DE MINORISTA Y CON COVARIABLES

Variable	Coef.	SE (coef.)	z	Pr(> z)	Exp. (coef.)	Lower 0,95	Upper 0,95
DEV_ACUM	-0,83	0,11	-7,80	0,00	0,44	0,35	0,54
INF_ACUM	-6,29	0,22	-28,04	0,00	0,00	0,00	0,00
BRECHA_PIBS	-3,97	0,42	-9,50	0,00	0,02	0,01	0,04

Fuente: cálculos del autor.

En el Cuadro 2 se observa que el orden de las magnitudes de los coeficientes es el adecuado, pero el signo es contrario al esperado. El efecto más importante es el de la inflación, seguido por el de la brecha del PIB y, por último, el de la devaluación acumulada. Además, los cambios en las variables de estado afectan significativamente la *hazard* de los precios del arroz para seco, como lo revela la columna $Pr(>|z|)$. Sin embargo, incrementos en las variables de estado reducen la probabilidad condicional de cambio de los precios del arroz.

Los resultados del Cuadro 2 son insensatos y apuntan a la existencia de otras fuentes de heterogeneidad. Para explicar estos resultados, contamos con dos tipos de hete-

rogeneidad: aquella que se debe a comportamientos diferenciados de la duración hasta un incremento o hasta una disminución del precio y la heterogeneidad no observada.

5. *Heterogeneidad no observada y riesgos competitivos*

En esta sección se modela simultáneamente la heterogeneidad no observada, *frailty*, y las diferencias en el comportamiento de las duraciones hasta un incremento o una reducción de los precios. La principal fuente de heterogeneidad no observada en nuestros datos surge de la no identificación de la marca o calidad del bien o servicio dentro de cada variedad. En el caso del arroz para seco, la muestra contiene arroces de diferentes marcas y calidades que pueden afectar el comportamiento de las duraciones y, por ende, sesgar las estimaciones. Así mismo, estudios previos sugieren que en la decisión de incrementar o reducir los precios los minoristas tienen en cuenta diferente información y, en consecuencia, el comportamiento de las duraciones hasta una disminución es diferente al de las duraciones hasta un incremento de precios (véanse Julio *et al.*, 2009, para resultados del IPC colombiano, y Misas *et al.*, 2009, para resultados a nivel de firmas colombianas).

Para ilustrar el efecto de estos dos tipos de heterogeneidad se realiza la estimación de la *hazard* para incrementos y, separadamente, para las disminuciones de precios del arroz para seco en los supermercados y almacenes privados.

El Cuadro 3 contiene los resultados de la estimación de modelos de Cox para los incrementos y disminuciones de los precios del arroz para seco en supermercados y almacenes privados. Estos modelos incluyen covariables que varían con el tiempo y un término de fragilidad.

El efecto de la heterogeneidad no observada, fragilidad, no solo es significativo sino también cuantitativamente importante. El *p*-valor, del término de fragilidad es prácticamente cero, lo cual indica que el efecto de la heterogeneidad no observada es muy significativo.

En general, los signos de los efectos de las variables de estado son los esperados. Un incremento de cien pbs en la inflación acumulada incrementa la *hazard* de un aumento del precio en $6,5\% = (e^{6,29/100} - 1)\%$. Una disminución de cien pbs en la inflación acumulada incrementa la *hazard* de la reducción del precio en 8,6%. Para el caso de la devaluación, estas cifras son 0,1% y 1,4%, respectivamente; pero el

efecto sobre la *hazard* del incremento no parece ser estadísticamente significativo. De igual manera, el efecto de un incremento de cien pbs en la brecha del PIB incrementa la *hazard* de un alza de los precios en 5,7% y una disminución de cien pbs incrementa la *hazard* de una reducción de los precios en 5,2%.

Al comparar estos resultados con los del Cuadro 2, se concluye que la *hazard* de incrementos de precios es marcadamente distinta a la de disminuciones. La diferencia entre los resultados de los Cuadros 2 y 3 se debe principalmente al hecho de que los minoristas exhiben comportamientos diferenciados hasta un incremento o una disminución de los precios. El efecto de una reducción de la inflación sectorial sobre la probabilidad de una disminución del precio es más grande que el de un incremento similar de esta sobre la probabilidad de un incremento de precios. Lo mismo sucede con la devaluación y la brecha de PIB.

CUADRO 3. RIESGOS COMPETITIVOS DE AUMENTO Y DISMINUCIÓN DE LOS PRECIOS EN MODELO DE COX PARA EL ARROZ PARA SECO EN LOS SUPERMERCADOS Y ALMACENES PRIVADOS, CON COVARIABLES Y FRAGILIDAD

Efecto	Incrementos			Disminuciones		
	Coef.	P_Valor	Exp. (coef.)	Coef.	P_Valor	Exp. (-coef.)
INF_ACUM	6,29	0,00	536,46	-8,26	0,00	3.866,09
DEV_ACUM	0,13	0,48	1,14	-1,40	0,00	4,06
BRECHA_PIBS	5,54	0,00	254,68	-5,05	0,00	156,02
Fragilidad		0,00			0,00	

Fuente: cálculos del autor.

Estos resultados no implican, sin embargo, que la frecuencia de cambio de los precios del arroz para seco sea más alta para disminuciones que para incrementos, ya que los niveles de la *hazard* de base pueden diferir.

6. Resumen de los resultados para el arroz para seco

De los resultados anteriores se concluye lo siguiente con respecto al comportamiento de las duraciones de los precios del arroz para seco. En primer lugar, se observa un alto nivel de heterogeneidad en las duraciones de los precios de diferentes tipos de minoristas. Los precios de los hipermercados tienden a ser significativamente más flexibles que los de las cajas de compensación, los de estas son más flexibles que los de los supermercados y los más rígidos son los de las tiendas

tradicionales de barrio no especializadas. Segundo, hay fuerte evidencia de que el comportamiento de los minoristas de arroz para seco es diferente cuando deciden un incremento que cuando deciden una disminución del precio. Tercero, hay fuerte evidencia a favor de la dependencia del estado en las reglas de precios de los expendedores de arroz para seco. El hecho que las duraciones de los precios dependan de la inflación sectorial acumulada es, de acuerdo con Taylor (1999) y Golosov y Lucas (2007), evidencia de costos de menú. Sin embargo, los efectos de los cambios en las variables de estado son moderados, lo cual puede tener que ver con el hecho de que este es un bien con precios flexibles. Cuarto, la heterogeneidad no observada (marca o calidad de la variedad) tiene un efecto muy significativo y cuantitativamente importante sobre la *hazard* de los precios del arroz para seco. Finalmente, se descartan los contratos explícitos o implícitos, así como los precios al estilo de Calvo o los contratos de Taylor para los precios del arroz para seco.

B. Resultados para toda la muestra

Con el fin de garantizar que los estimadores de las funciones *hazard* de cada variedad y los resultados de las pruebas de hipótesis posean propiedades adecuadas, se eliminó la información de los tipos de minoristas que contienen menos de doscientas rachas de precios dentro de cada variedad. Esto corresponde a una reducción del 4,02% del IPC en nuestro análisis.

Para cada variedad el procedimiento es el siguiente. En primer lugar, se estima un modelo con funciones *hazard* proporcionales, estratificado por tipo de minorista, y se prueba la hipótesis de igualdad de las *hazard* entre los diferentes estratos. Segundo, dependiendo del resultado del punto anterior, se estima un modelo con *hazard* proporcionales, no proporcionales o iguales, introduciendo simultáneamente las covariables que varían con el tiempo y el término de fragilidad para los incrementos y, separadamente, para las disminuciones de precios. En este paso se obtiene la significancia del término de fragilidad tanto para la *hazard* de los incrementos como para la de las disminuciones. Tercero, si el efecto de las variables que varían con el tiempo es significativo, concluimos la dependencia del estado de la regla de precios del bien. Si la *hazard* depende de la inflación sectorial acumulada, de acuerdo con Taylor (1999) y Golosov y Lucas (2007), hay evidencia de costos de menú. Cuarto, si las variables de estado no afectan significativamente la *hazard*, se prueba la hipótesis de que esta es constante, es decir, si corresponden a una regla de Calvo. Quinto, si se rechaza la hipótesis anterior, se determina si la *hazard* es creciente o si corresponde a un contrato de Taylor, es decir, con picos.

1. *Heterogeneidad observada: comportamiento de los distintos tipos de minoristas*

Distintos tipos de minoristas pueden presentar comportamientos diferentes al establecer la duración de los precios de la misma variedad de bien o servicio. En esta subsección se estudia si las *hazard* de distintos minoristas de cada una de las variedades de bienes y servicios del IPC son iguales o diferentes.

El 44,4% del IPC es distribuido por un solo tipo de minorista, lo cual ocurre principalmente para servicios y para algunos bienes muy específicos. Sobre estas variedades no es necesario realizar la prueba de igualdad de funciones *hazard*. El 51,6% del IPC es distribuido por más de un tipo de minorista y sobre estos se realiza la prueba. Para el 85% de estos últimos se rechaza la prueba de igualdad y para el 15% restante no se puede rechazar. Las variedades para las que no se rechaza la hipótesis de igualdad se concentran en el grupo de transporte y comunicaciones, que tienen en promedio dos tipos de minoristas que reportan la información de sus precios.

El Cuadro 4 resume los resultados de la prueba de igualdad de las *hazard* de los distintos tipos de minoristas dentro de cada variedad, de acuerdo con los grupos de la clasificación homogenizadora de la rigidez de Julio *et al.* (2009). En la primera columna se muestra el número promedio de minoristas que distribuyen las variedades del grupo y aparecen por separado las variedades que tienen solo un tipo de minorista. Las siguientes columnas muestran respectivamente la ponderación del IPC para las variedades en que se rechaza, no se rechaza y total para la hipótesis de igualdad de las *hazard* de los diferentes tipos de minoristas.

La heterogeneidad de las duraciones por comportamientos diferenciados por tipo de minorista se relaciona directamente con el número de tipos de minoristas de la variedad. Los alimentos (perecederos, semiprosesados y procesados) que son distribuidos por el mayor número de tipos de minoristas, presentan un comportamiento altamente heterogéneo por tipo de minorista. A estos les siguen los bienes industriales (consumibles, durables y vestuario) y finalmente aparecen los servicios que tienen el menor número de distribuidores.

Para los alimentos se encuentra, en general, que los precios más flexibles se hallan en los hipermercados, seguidos por los precios de las cajas de compensación y supermercados, siendo los más rígidos los precios de las tiendas tradicionales de

barrio no especializadas. Este patrón es marcado para los alimentos semiprocados y para los procesados, y aparece levemente en los alimentos perecederos.

CUADRO 4. HETEROGENEIDAD OBSERVADA: IGUALDAD DE LAS FUNCIONES *HAZARD* DE BASE DE LOS TIPOS DE MINORISTAS PARA CADA GRUPO DE LA CLASIFICACIÓN HOMOGENIZADORA DE LA RIGIDEZ

Clasificación que homogeniza la heterogeneidad	Número promedio de minoristas	Diferente	Igual	Total
Alimentos perecederos	6,3	4,7	0,1	4,8
Alimentos semiprocados	5,4	13,7	1,1	14,7
Alimentos procesados	5,2	2,6	0,6	3,2
	1,0		0,1	0,1
Bienes consumibles	3,8	7,7	0,5	8,1
	1,0		1,0	1,0
Bienes durables	2,4	1,5	4,1	5,6
	1,0		1,3	1,3
Vestuario	2,0	5,5	0,9	6,4
	1,0		0,9	0,9
Alimentos fuera del hogar	2,0	6,6		6,6
	1,0		0,1	0,1
Servicios indexados inflación	2,0	0,1		0,1
	1,0		25,6	25,6
Servicios indexados LP	1,0		0,8	0,8
Servicios indexados a CUP	2,0	1,1		1,1
	1,0		5,5	5,5
Servicios otros	2,0	0,5		0,5
	1,0		4,4	4,4
Servicios personales	2,7	0,0	0,6	0,7
	1,0		3,8	3,8
Servicios de transporte	1,0		0,8	0,8

Fuente: cálculos del autor.

Se concluye que las duraciones de los precios de los bienes son heterogéneas por tipo de minorista, excepto para los durables. Las duraciones de los precios de los servicios son muy homogéneas, excepto para los alimentos fuera del hogar. La homogeneidad de los precios de los servicios se debe principalmente a que estos son distribuidos por pocos tipos de minoristas, en comparación con el número de los que distribuyen bienes.

2. *Heterogeneidad observada: heterogeneidad por los cambios en los valores de las variables de estado a lo largo del tiempo y riesgos competitivos*

Para determinar el grado de heterogeneidad observada que se debe al efecto de los cambios en los valores de las variables de estado a lo largo del tiempo, estudiamos los coeficientes estimados en un modelo de Cox para los incrementos y disminuciones de los precios.

a. Inflación acumulada

El Cuadro 5 contiene la comparación de los coeficientes promedio estimados que acompañan la inflación sectorial acumulada en la función *hazard* para los incrementos y, separadamente, para las reducciones de precios para los grupos de la clasificación que homogeniza la rigidez de los precios del IPC.

El efecto de la inflación acumulada sobre la *hazard* de incrementos y disminuciones de precios de alimentos es inversamente proporcional a su perecibilidad. El efecto de la inflación acumulada sobre la duración de los precios de los alimentos perecederos es moderado. Un incremento de cien pbs en la inflación acumulada de los gastos básicos de los alimentos perecederos aumenta la probabilidad de incremento del precio en solo 1%, y el efecto de una disminución de cien pbs de la inflación sectorial acumulada incrementa la probabilidad de una reducción del precio en 0,7%. Esto contrasta con el efecto de los incrementos/disminuciones de la inflación acumulada del gasto básico sobre la duración de los precios hasta su incremento/disminución para los alimentos procesados. Un incremento de cien pbs de la inflación del gasto básico de una variedad de alimentos procesados incrementa la *hazard* de un incremento de precios en 17%, mientras que una disminución de cien pbs incrementa la *hazard* de una disminución del precio en 14,1%.

**CUADRO 5. HETEROGENEIDAD OBSERVADA: EFECTO DE LA INFLACIÓN SECTORIAL ACUMULADA
SOBRE LA HAZARD DE INCREMENTOS Y DISMINUCIONES**

Clasificación que homogeniza la heterogeneidad	Efecto de la inflación <i>hazard</i> Incremento	Efecto de la inflación <i>hazard</i> Disminución
Alimentos perecederos	1,1	-0,7
Alimentos semiprocesados	10,4	-9,3
Alimentos procesados	15,7	-15,3
Bienes consumibles	15,9	-15,0
Bienes durables	9,3	-7,7
Vestuario	12,5	-10,5
Alimentos fuera del hogar	24,3	-27,8
Servicios indexados inflación	20,8	-30,0
Servicios indexados LP	9,1	-10,2
Servicios indexados a CUP	6,0	-7,9
Servicios otros	11,0	-12,8
Servicios personales	15,5	-16,5
Servicios de transporte	11,4	-5,9

Fuente: cálculos del autor.

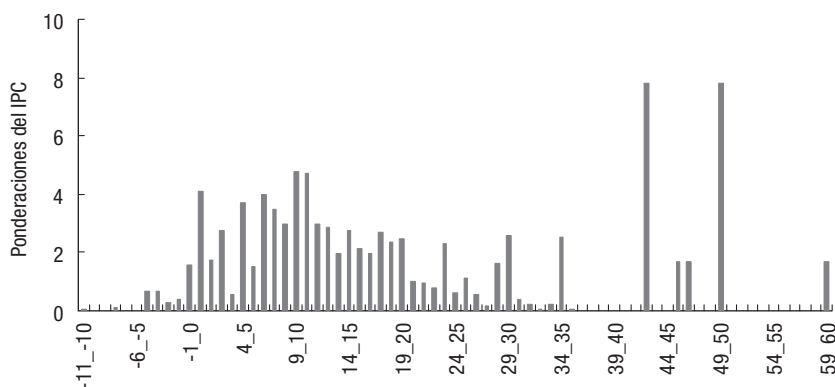
El efecto de la inflación es muy moderado para las variedades que tienen precios flexibles. Efectos muy pequeños de la inflación sectorial acumulada ocurren para las variedades de alimentos perecederos y de servicios indexados al costo unitario de producción (CUP). Para estas variedades, que son muy flexibles, los precios cambian con mucha frecuencia independientemente de la inflación acumulada desde el último cambio de precio.

No es sorpresa que el efecto de los cambios de la inflación acumulada desde el último cambio de precios sea muy grande para los servicios indexados a la inflación y los alimentos fuera del hogar. Por el contrario, el efecto de los cambios en la inflación es moderado para las duraciones hasta el incremento o disminución de los precios de los servicios indexados a relaciones de largo plazo (LP) y de los bienes durables.

El efecto de incrementos en la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de los aumentos de precios es más alto para los bienes que para los servicios y el efecto de las disminuciones de la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de las reducciones de precios es más alto para los servicios que para los bienes. En consecuencia, una expansión monetaria acelera su efecto sobre los precios a través de los precios de los bienes, mientras que una contracción acelera su efecto sobre los precios a través de los precios de los servicios.

El Gráfico 5 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en diferentes rangos de valores del coeficiente de la inflación acumulada sobre la *hazard* de los incrementos de precios del IPC. En el eje horizontal se encuentran los rangos de valores del coeficiente de la inflación. Las barras indican la ponderación del IPC en cada rango.

GRÁFICO 5. DISTRIBUCIÓN DE LOS VALORES DEL COEFICIENTE DE LA INFLACIÓN PARA LA EXPLICACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE UN INCREMENTO DE LOS PRECIOS



Fuente: cálculos del autor.

Este gráfico revela una distribución sesgada a la derecha con una alta concentración de las ponderaciones del IPC en valores con efectos moderados, entre 4 y 20. Sin embargo, 3,71% del IPC presenta coeficientes estimados negativos, que tienden a ser no significativos.

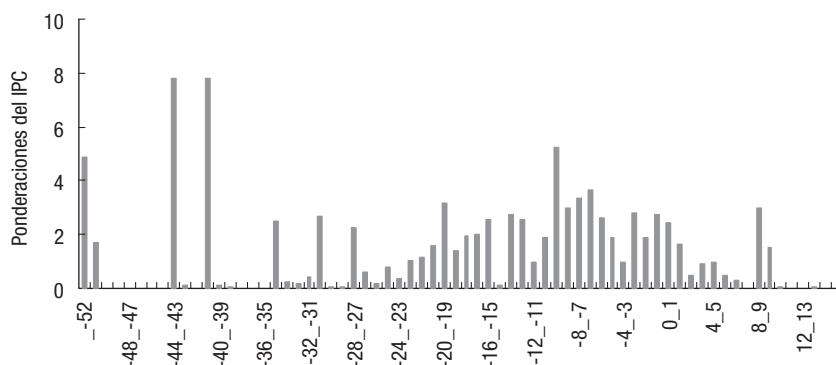
Las barras correspondientes a coeficientes superiores a 42 corresponden a las cinco diferentes variedades de arrendamiento. Para estas, un incremento de cien pbs de la inflación acumulada sectorial incrementa la *hazard* de un incremento del precio del arriendo en 57%, por lo menos. Las barras correspondientes a los coeficientes

inferiores a cero contienen un grupo reducido de alimentos perecederos, vestuario y durables.

El Gráfico 6 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en diferentes rangos de valores del coeficiente de la inflación acumulada sobre la *hazard* de las disminuciones de precios del IPC. En el eje horizontal se encuentran los rangos de valores del coeficiente de la inflación. Las barras indican la ponderación del IPC en cada rango.

El Gráfico 6 revela una distribución sesgada a la izquierda con 11,8% de la ponderación del IPC en valores positivos. En este grupo se encuentra un grupo de variedades de alimentos perecederos, vestuario, durables y algunas variedades de servicios. Aunque su efecto es contrario al esperado, este tiende a no ser significativo. La ponderación de las variedades cuyos coeficientes asociados a la inflación tienen valores por debajo de -40 es de 22,26% del IPC y se compone de variedades de arrendamiento y servicios de transporte. Para estos, una disminución de cien pbs en la inflación acumulada sectorial incrementa la *hazard* de una disminución del precio en casi 50%.

GRÁFICO 6. DISTRIBUCIÓN DE LOS VALORES DEL COEFICIENTE DE LA INFLACIÓN PARA LA EXPLICACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE UNA DISMINUCIÓN DE LOS PRECIOS



Fuente: cálculos del autor.

b. Devaluación acumulada

El Cuadro 6 contiene la comparación de los coeficientes promedio de respuesta de la *hazard* de incrementos y, separadamente, de disminuciones de precios del

IPC de acuerdo con los grupos de la clasificación que homogeniza la rigidez de los precios.

Los efectos de la devaluación acumulada tienden a ser muy moderados y por la misma razón algunos son en promedio no razonables, negativos para la *hazard* de incrementos y positivos para la de disminuciones. Estos efectos tienden a ser también poco significativos en promedio.

CUADRO 6. HETEROGENEIDAD OBSERVADA: EFECTO DE LA DEVALUACIÓN SOBRE LA *HAZARD* DE INCREMENTOS Y DISMINUCIONES

Clasificación que homogeniza la heterogeneidad	Efecto de la devaluación <i>hazard</i> Incremento	Efecto de la devaluación <i>hazard</i> Disminución
Alimentos perecederos	-0,8	0,5
Alimentos semiprosesados	0,6	-0,3
Alimentos procesados	0,7	-0,1
Bienes consumibles	-0,2	0,7
Bienes durables	1,6	-1,2
Vestuario	2,4	-1,9
Alimentos fuera del hogar	2,1	-2,2
Servicios indexados inflación	2,6	-11,7
Servicios indexados LP	2,8	-2,3
Servicios indexados a CUP	0,6	2,3
Servicios otros	1,4	-5,9
Servicios personales	2,0	-1,5
Servicios de transporte	3,6	-1,6

Fuente: cálculos del autor.

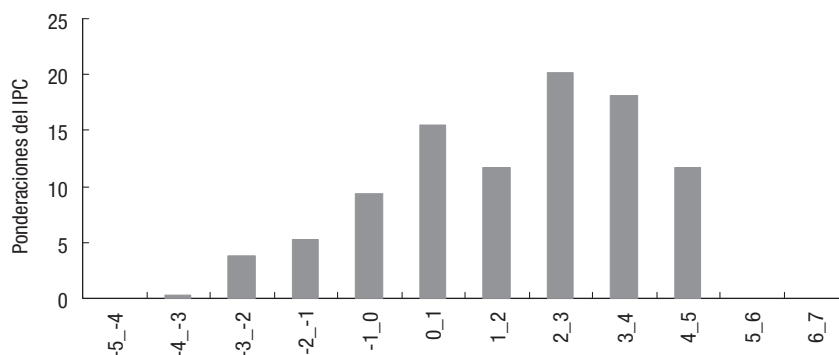
Sin embargo, las magnitudes podrían relacionarse con diferencias en transabilidad entre los bienes. En efecto, la sensibilidad de la *hazard* de los aumentos de los precios de los alimentos a los incrementos en la devaluación es inversamente proporcional a la perecibilidad (como inverso de la transabilidad) de estos. De igual manera, este efecto es menor para bienes consumibles que para bienes durables y este es, a su vez, más pequeño que el de vestuario.

De igual forma, los grupos que tienen precios flexibles registran coeficientes moderados o negativos, pero no significativos, de respuesta a cambios en la devaluación acumulada.

El Gráfico 7 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en los diferentes rangos de valores del coeficiente asociado a la devaluación acumulada sobre la *hazard* de un incremento de los precios.

Los coeficientes de respuesta de la probabilidad de un incremento de precio a un incremento en la devaluación están concentrados en valores muy moderados. El 80% del IPC tiene un coeficiente de respuesta entre 0 y 5, y el 18,31% muestra valores no razonables, menores que cero, con alta concentración entre -1 y 0 . Esta concentración es consistente con efectos moderados y no significativos. A este grupo pertenecen la mayoría de los alimentos perecederos y semiprocesados, los servicios indexados al costo unitario de producción, varios bienes consumibles y algunas variedades de bienes durables.

GRÁFICO 7. DISTRIBUCIÓN DE LOS VALORES DEL COEFICIENTE DE LA DEVALUACIÓN PARA LA EXPLICACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE UN INCREMENTO DE LOS PRECIOS



Fuente: cálculos del autor.

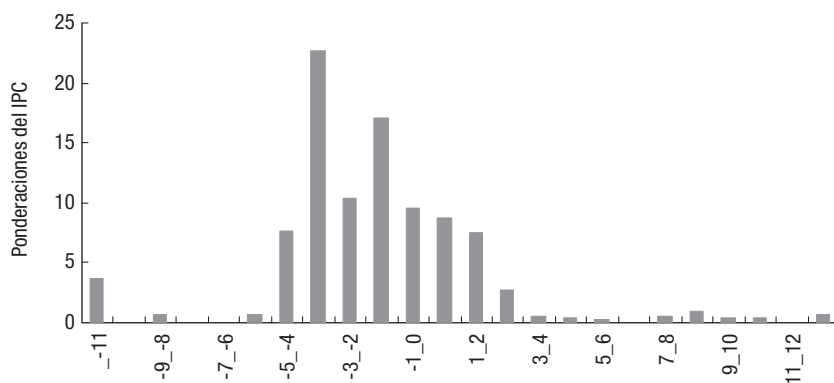
Las variedades con coeficientes entre 3 y 5 incluyen la gasolina para transporte y algunos servicios de transporte, el pasaje aéreo, el servicio de energía eléctrica y algunos bienes consumibles y durables que son importados.

El Gráfico 8 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en los diferentes rangos de valores del coeficiente asociado a la devaluación acumulada sobre la *hazard* de reducción de los precios de las variedades del IPC.

Al igual que la distribución de los coeficientes asociados a un incremento de precios, esta distribución está altamente concentrada en valores muy moderados, entre -5 y 5 . Sin embargo, 23,4% del IPC presenta coeficientes no razonables, mayores que cero, con una alta concentración alrededor de cero, lo cual indica que su efecto no es significativo. A este grupo pertenecen la mayoría de los alimentos, servicios indexados al costo unitario de producción, bienes consumibles y bienes durables no importados.

Además, el 12,8% del IPC presenta coeficientes inferiores a -5 , los cuales corresponden a un conjunto de variedades de otros servicios y pasaje aéreo, principalmente.

GRÁFICO 8. DISTRIBUCIÓN DE LOS VALORES DEL COEFICIENTE DE LA DEVALUACIÓN PARA LA EXPLICACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE UNA DISMINUCIÓN DE LOS PRECIOS



Fuente: cálculos del autor.

c. Brecha del PIB

El Cuadro 7 contiene los coeficientes promedio de respuesta de las *hazard* de incrementos y, separadamente, de disminuciones de los precios a cambios en la brecha del PIB, para los grupos de la clasificación que homogeniza la rigidez de los precios del IPC.

CUADRO 7. HETEROGENEIDAD OBSERVADA: EFECTO DE LA DEVALUACIÓN SOBRE LA HAZARD DE INCREMENTOS Y DISMINUCIONES

Clasificación que homogeniza la heterogeneidad	Efecto de la brecha del PIB <i>hazard</i> Incremento	Efecto de la brecha del PIB <i>hazard</i> Disminución
Alimentos perecederos	7,9	-8,5
Alimentos bajo proceso	7,0	-9,0
Alimentos procesados	9,9	-12,5
Bienes consumibles	21,9	-23,0
Bienes durables	27,0	-25,2
Vestuario	37,0	-38,2
Alimentos fuera del hogar	19,7	-33,7
Servicios indexados inflación	34,9	-151,1
Servicios indexados LP	50,1	-46,2
Servicios indexados a CUP	7,8	-14,5
Servicios otros	32,5	-56,6
Servicios personales	37,5	-42,4
Servicios de transporte	29,9	-44,9

Fuente: cálculos del autor.

La *hazard* de las reducciones de los precios tiende a ser más sensible a las disminuciones de la brecha del PIB que la *hazard* de los aumentos a incrementos similares de la brecha del PIB. Dicho de otra manera, el incremento en la frecuencia de las reducciones de precios debido a una reducción de cien pbs de la brecha del PIB es más grande que el aumento en la frecuencia de los incrementos debido a un incremento de cien pbs de la brecha del PIB.

Sin embargo, vale la pena anotar que las sensibilidades son muy moderadas para alimentos, moderadas para bienes diferentes a alimentos y pronunciadas para servicios, excepto para los indexados al costo unitario de producción.

Además, los bienes y servicios flexibles tienen poca sensibilidad a las variaciones de la brecha del PIB. La sensibilidad de las *hazard* de incrementos y disminuciones de los precios de alimentos en el hogar y de servicios indexados a costo unitario de producción a cambios en la brecha del PIB es bastante moderada.

3. Heterogeneidad no observada

La heterogeneidad, no observada, entre las reglas de precios de distintos minoristas de la misma variedad de bien o servicio obedece a diversos factores. Como se mencionó anteriormente, la marca o calidad del bien o servicio no está identificada en la muestra y existen otras condiciones, no observadas, de la oferta o demanda del bien o servicio que enfrenta el minorista particular.

El Cuadro 8 contiene la ponderación total de las variedades para las que se encontró heterogeneidad no observada dentro de cada grupo de la clasificación que homogeniza la rigidez de los precios.

CUADRO 8. HETEROGENEIDAD NO OBSERVADA: PONDERACIÓN TOTAL DE LAS VARIEDADES EN LAS QUE LA FRAGILIDAD FUE SIGNIFICATIVA

Clasificación que homogeniza la heterogeneidad	No fragilidad	Fragilidad
Alimentos perecederos	0,1	4,7
Alimentos semiprocados	0,1	14,7
Alimentos procesados	0,1	3,1
Bienes consumibles	0,6	8,5
Bienes durables	3,6	3,2
Vestuario	4,8	2,5
Alimentos fuera del hogar		6,7
Servicios indexados inflación	24,7	0,9
Servicios indexados LP	0,8	0,0
Servicios indexados a CUP	3,7	3,0
Servicios otros	3,4	1,4
Servicios personales	3,1	1,3
Servicios de transporte	0,4	0,4

Fuente: cálculos del autor.

En total, el 50,5% del IPC registra heterogeneidad no observada. Esto corresponde principalmente a las variedades de los grupos de alimentos (perecederos, semiprocados y procesados), bienes consumibles y alimentos fuera del hogar. El 45,5% del IPC no registra heterogeneidad no observada, lo cual corresponde principal-

mente a las variedades de servicios indexados a la inflación, vestuario, servicios indexados a los costos unitarios de producción, y otros bienes y servicios de diferentes grupos. Para el restante 4% del IPC no se realizaron los cálculos por falta de muestra.

Estos resultados no son sorprendidos. Los alimentos contienen distintas calidades y marcas, mientras que los servicios indexados a la inflación tienden a tener comportamientos muy homogéneos por la regulación. Los servicios indexados al costo unitario de producción, por su parte, son heterogéneos por diferencias entre diferentes ciudades o municipios.

V. CONCLUSIÓN

El objeto de este trabajo era el de estudiar las “reglas de precios” de los minoristas colombianos de bienes y servicios, a través de la forma de la función *hazard*. Los resultados muestran evidencia en favor de:

- Dependencia de estado. El efecto de los cambios de la inflación sectorial acumulada y de la brecha del PIB sobre las *hazard* de incrementos y disminuciones de precios tiende a ser significativo. Los cambios en la tasa de devaluación acumulada tienen efectos muy moderados sobre las *hazard*.
- Sin embargo, la dependencia de las duraciones de los precios del estado de la economía es más fuerte para variedades cuyos precios son rígidos, en comparación con la de las variedades que tienen precios flexibles. La sensibilidad de las *hazard* de alimentos en el hogar y de servicios indexados al costo unitario de producción es comparativamente baja.
- Hay evidencia muy fuerte de riesgos competitivos entre incrementos y disminuciones de precios. Las *hazard* estimadas para el evento cambio de precio presentan signos que no son razonables con respecto a los cambios de las variables de estado. Al estimar el modelo de riesgos competitivos para incrementos y disminuciones, los coeficientes toman sus signos esperados para la mayor parte del IPC.
- Además, el efecto de incrementos de la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de un incremento de los precios es más alto para bienes que para servicios. De manera similar, el efecto de reducciones de la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de una disminución de los precios es más alto para servicios que para bienes.

- Sin embargo, la sensibilidad de las *hazard* a cambios en la tasa de devaluación acumulada es muy moderada.
- Hay poca evidencia de contratos explícitos o implícitos sobre la duración de los precios, excepto por servicios regulados como arriendos, transporte, salud y educación, un no despreciable 26,5% del IPC. La *hazard* de estos servicios es multimodal con modas en plazos específicos de tiempo.
- Los resultados apuntan a una fuerte heterogeneidad que se debe al tipo de minorista que distribuye el ítem. Para alimentos perecederos y semi-procesados, los hipermercados tienen precios muy flexibles y las tiendas tradicionales de barrio no especializadas tienen precios rígidos.
- Finalmente, se encontró una fuerte heterogeneidad no observada en las duraciones de los precios del IPC. Esta heterogeneidad se debe a la marca o calidad, no observada, de la variedad específica de bien o servicio, o a condiciones particulares de la demanda u oferta del minorista particular.

REFERENCIAS

- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework: The frequency of price adjustments. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers of Macroeconomics*, 2(1), article 1.
- Carvalho, C., & Nechio, F. (2008). Aggregation and the PPP puzzle in a sticky prices model. Unpublished mimeo.
- Carvalho, C., & Schwartzman, F. (2008). Heterogeneous price setting behavior and aggregate dynamics: Some general results. Unpublished manuscript.
- DANE. (1999). Metodología del IPC-98, Bogotá, Grupo de Trabajo IPC, disponible en http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/metodologia_IPC-98.pdf.
- Dias, D., Marques, C., & Santos, J. (2005). *Time or state dependent pricing rules? Evidence from Portuguese micro data* (Working Paper Series N° 511). European Central Bank.
- Eichengbaum, M., & Fisher, J. (2003). Testing the Calvo model of sticky prices. *Economic Perspectives*, Q II, 40-53.
- Fougere, D., le Bihan, H., & Sevestre, P. (2005). *Heterogeneity in consumer price stickiness: A microeconomic investigation* (ECB Working Paper N° 536).

- Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output. *The American Economic Review*, 85(1), 219-239.
- Golosov, M., & Lucas, Jr., R. (2003). *Menu costs and Phillips curves* (NBER Working Paper N° 10187). Disponible en <http://www.nber.org/papers/w10187>.
- Golosov, M., & Lucas, Jr., R. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, 115, 171-199.
- Grambsch, P., & Therneau, T. (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika*, 81, 515-526.
- Heckman, J., & Singer, B. (1984). Econometric duration analysis. *Journal of Econometrics*, 24, 63-132.
- Julio, J., Zárate, H., & Bejarano, M. (2009). The stickiness of Colombian consumer prices (*Borradores Semanales de Economía*, 578). Disponible en <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra578.pdf>.
- Meeker, W. Q., & Escobar, L. A. (1998). *Statistical methods for reliability data*. John Wiley and Sons.
- Misas, M., López, E., & Parra, J. (2009). *La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa* (Borradores Semanales de Economía N° 569). Banco de la República.
- Taylor, J. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Taylor, J. (1999). Staggered price and wage setting in macroeconomics. *Handbook of Macroeconomics*, 15. Nueva York: Elsevier.
- Vaida, F., & Xu, R. (2000). Proportional hazards model with random effects. *Statistics in Medicine*, 19, 3309-3324.

Heterogeneidad en la fijación de precios en Colombia: análisis de sus determinantes a partir de modelos de conteo*

Juan Carlos Parra A.**
Martha Misas A.***
Enrique López E.****

-
- * La serie Borradores de Economía es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen a Alejandro Gaviria y a Juan Barco por su valiosa colaboración durante esta investigación.
- ** School of Economics and Management. CREATES, Aarhus University. Correo electrónico: jparra@creates.au.dk.
- *** Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas Pontificia Universidad Javeriana. Correo electrónico: mmisas@javeriana.edu.co
- **** Unidad de Investigaciones Banco de la República. Correo electrónico: elopez@banrep.gov.co

I. INTRODUCCIÓN

De tiempo atrás la teoría económica se ha interrogado acerca de la posible existencia de precios rígidos; también sobre la magnitud del fenómeno y las implicaciones de su existencia¹. El fenómeno de precios rígidos ha sido estudiado tanto en la macroeconomía como en la microeconomía², donde la discusión se ha centrado alrededor de la existencia o no de eficiencia en las asignaciones de recursos que genera su presencia. Independientemente de esta preocupación, la literatura especializada ha concluido que el comportamiento de los mercados es diferente dependiendo de si los precios son rígidos o flexibles.

Hoy en día, la evidencia empírica no deja dudas acerca de la existencia de las rigideces de precios. La escuela clásica ha aceptado ese rasgo keynesiano para conformar la llamada “nueva síntesis neoclásica” (o neokeynesiana). Las características más importantes de los modelos neokeynesianos son la optimización intertemporal, las expectativas racionales, la competencia imperfecta y las rigideces de corto plazo en los precios y salarios que causan distorsiones en los mercados. Las distorsiones llevan a pérdidas de bienestar, las cuales se pueden contener por la acción de la autoridad monetaria, ya sea por una modificación de la tasa de interés o del volumen de dinero que irriga a la economía. Sin embargo, una política monetaria exitosa requiere de una profunda comprensión de la magnitud y el carácter de esas rigideces y de las implicaciones de incorporarlas en la modelación macroeconómica.

Los esquemas de rigidez de precios más estudiados, en cuanto a sus implicaciones de política y de bienestar, han sido los de Taylor (1980) y Calvo (1983). Mientras que el modelo de Taylor está basado en duraciones fijas de los precios, el modelo de

¹ “That the price of linen and woollen cloth is liable neither to such frequent nor to such great variations as the price of corn, every man’s experience will inform him”. Esta cita de Adam Smith hecha por Gordon (1981) ilustra la larga historia que en la teoría económica tiene el problema del ajuste en los precios.

² Las primeras investigaciones relacionadas datan del período de la poscrisis de los años treinta. Means (1936) desde el pensamiento microeconómico sugirió la presencia de precios “administrados” o inflexibles, que de acuerdo con sus hipótesis tenían efectos perversos sobre el funcionamiento del sistema económico y eran en últimas los responsables de que el *laissez faire* no funcionara perfectamente. Su análisis despertó el interés de otros economistas por el estudio del ajuste de los precios. Ruggles (1955) realiza un recuento de las distintas definiciones de flexibilidad e inflexibilidad de los precios existentes hasta la primera mitad del siglo pasado.

Calvo incluye algún grado de incertidumbre y define una probabilidad para determinar el grado de rigidez de estos. Cada fijador de precios o salarios está dotado con una probabilidad predefinida para ajustar esos valores en cada período. Aquellos con una baja probabilidad pueden tener restringida su capacidad de reaccionar a un choque exógeno, aun cuando lo quisieran hacer. Otro grupo de determinadores de precios y salarios podría, por el contrario, ajustarse más rápido. Con la existencia de mercados en competencia monopolística que hagan posible que las firmas tengan algún grado de poder de mercado, permiten dar fundamentos microeconómicos a la curva de Phillips neokeynesiana. Esta es ampliamente utilizada hoy en día por muchos bancos centrales para realizar análisis de política monetaria y pronosticar el comportamiento de los principales agregados macroeconómicos. Los mencionados esquemas de formación de precios forman parte de un gran conjunto de teorías que se han desarrollado durante las últimas décadas para explicar el lento ajuste de los precios.

La validez empírica de estas consideraciones teóricas ha sido investigada extensamente. Bils y Klenow (2004) realizaron uno de los primeros estudios exhaustivos sobre los cambios de los precios y presentaron información relacionada acerca de los precios al consumidor en Estados Unidos. Los autores encuentran que los modelos tradicionales con rigideces de precios a la Calvo o a la Taylor predicen por exceso la persistencia y por defecto una menor volatilidad de la inflación de los bienes de consumo que registran una menor frecuencia de ajuste de precios. Su principal hallazgo, en efecto, se refiere a que la rigidez de precios es heterogénea entre las firmas. Por ejemplo, los precios de la energía o de los alimentos son muy volátiles en el tiempo, mientras que los precios de los bienes sofisticados de consumo durable exhiben un relativo alto grado de rigidez.

A pesar de que las heterogeneidades en las rigideces de precios están ampliamente documentadas, muchos de los modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos (DSGE, por sus siglas en inglés) utilizados por los bancos centrales incorporan solo un sector dotado con algún grado de rigidez. El punto es que la presencia de heterogeneidad puede generar dinámicas distintas a aquellas obtenidas en los modelos de agente representativo. En efecto, Carvalho (2006) muestra cómo en un modelo de precios rígidos con heterogeneidad sectorial en la frecuencia de cambio de precios los efectos de choques de política monetaria tienen efectos reales más persistentes y de mayor duración que en un modelo de agente representativo con firmas idénticas y con rigideces nominales y reales similares. Por otro lado, la existencia de diferencias sectoriales en el proceso de fijación de precios puede tener implicaciones en la

formulación de la política monetaria. Al respecto, Aoki (2001) muestra que el Banco Central debería elegir como objetivo de política monetaria un índice de precios que asigne un mayor peso relativo a aquellos sectores (o regiones, en el caso de Benigno, 2004) cuyos precios sean menos flexibles, con objeto de maximizar el bienestar de la sociedad. Morales y Jaramillo (1995), empleando datos para Colombia, llegan a conclusiones similares y sugieren que las decisiones de política monetaria del Banco Central se basen en una desagregación del índice de precios al consumidor (IPC) que controle por heterogeneidad en el grado de flexibilidad de los precios.

Dada la relevancia de la heterogeneidad en el proceso de fijación de precios para la banca central, este capítulo pretende agregar elementos de análisis para la elaboración y conducción de la política monetaria, con el estudio a fondo de este problema. En particular, el documento explora el papel de un conjunto de factores a la hora de explicar la heterogeneidad en la flexibilidad de precios entre industrias, con el propósito de caracterizar los determinantes de su grado de flexibilidad. El aspecto más novedoso del trabajo es la utilización de modelos de conteo para el estudio de dicha flexibilidad. Para la utilización de esta técnica se emplean los resultados de la encuesta realizada entre 2007 y 2008 por Misas, López y Parra (2009) a un conjunto de empresas colombianas. Los datos fueron recolectados con entrevistas personales a los responsables de la determinación de precios de las 786 firmas que conforman la muestra seleccionada. La base de datos comprende un amplio rango de empresas con características de mercado específicas. También se documenta, en dicha base de datos, el reconocimiento por parte de los empresarios de teorías tradicionales de precios rígidos que serían relevantes para su actividad. Con la información extraída de la encuesta, los autores concluyen que las industrias del sector primario —agricultura, caza y pesca— son más flexibles que aquellas empresas del sector industrial, lo cual sugiere cierto grado de heterogeneidad en el proceso de fijación de precios. El análisis que aquí se realiza parte del estudio de la distribución de frecuencias de ajustes de precios reportadas por los encuestados³.

Julio (2010) y Zárate (2010) estudian este fenómeno a partir de estimaciones de funciones *hazard* con los microdatos provenientes del IPC y del índice de precios del productor (IPP), respectivamente. Los autores encuentran como determinantes de la heterogeneidad en la fijación de precios el tipo de minorista que reporta, varia-

³ Es importante anotar que en los resultados de la encuesta de precios se detectaron valores atípicos. En consecuencia y como se explica en el Anexo A, para realizar algunos de los ejercicios fue necesario remover dichas observaciones.

bles de estado como la inflación sectorial y el producto interno bruto (PIB), la existencia de riesgos competitivos debido a la decisión de aumentar o disminuir los precios y la durabilidad del bien, entre otros.

El capítulo se desarrolla en cinco partes, de las cuales la primera es esta introducción. El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. La Sección II introduce los modelos econométricos de conteo que permiten estudiar el grado de flexibilidad de los precios y el detalle de sus determinantes. La Sección III describe un conjunto de pruebas estadísticas que permiten verificar los supuestos sobre los cuales se construyen los modelos econométricos estudiados. La Sección IV describe los principales resultados y, finalmente, la Sección V concluye.

II. MODELOS DE CONTEO

En esta sección se presentan los modelos de conteo utilizados para examinar los factores determinantes de la heterogeneidad en las rigideces de los precios en Colombia. Tal vez con la excepción de Álvarez y Hernando (2005), la técnica no ha sido muy aplicada para el examen de datos de precios; sin embargo, se constituye en una herramienta muy apropiada en la medida en que permite relacionar la frecuencia del número de cambios con un grupo de variables explicativas.

A. *Enfoque econométrico para la modelación del ajuste de precios*

El estudio de los determinantes de la heterogeneidad en la frecuencia de los cambios de precios que se presenta en la Sección IV emplea un amplio conjunto de información proveniente de los resultados de una encuesta realizada a 786 firmas colombianas, elegidas por Misas *et al.* (2009) a través de un procedimiento de muestreo aleatorio estratificado. En términos generales, se cuenta con un conjunto de observaciones de corte transversal $\{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, N\}$, las cuales se suponen independientes e idénticamente distribuidas. Y corresponde a un vector $(N \times 1)$ de variables aleatorias discretas que toman únicamente valores enteros no negativos y que denotan el número de cambios de precios realizados por las compañías entrevistadas durante los doce meses previos a la realización de la encuesta. Dada la naturaleza del vector aleatorio, se dice que las variables que conforman a Y son variables de conteo. Por su parte, X corresponde a una matriz $(N \times K)$ de variables explicativas no estocásticas, de tal manera que la i -ésima fila está conformada por la información de las K variables correspondientes al i -ésimo individuo,

$X'_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iK})$. Las K variables que conforman dicha matriz se describen en la Sección II, Apartado B.

El Cuadro 1 presenta la distribución de frecuencias del número de cambios de precios registrado por las firmas encuestadas. El 17,43% de las firmas no cambiaron sus precios en los doce meses previos a la realización de la encuesta, mientras que el 57,51% realizaron como máximo dos cambios. Si bien el número de firmas con cambios superiores a dos es reducido, se deben tener en cuenta en la modelación. En particular, las colas de la distribución son relevantes en el estudio de la heterogeneidad de precios en sectores como la agricultura, donde se encuentra un mayor número de cambios de precios por año. Adicionalmente, el hecho de contar con observaciones en las colas de la distribución puede sugerir el uso de una especificación econométrica frente a otra, como se detalla más adelante.

CUADRO 1. FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS

Número de cambios	Conteo	Frecuencia (%)	Frecuencia acumulada (%)
0	137	17,43	17,43
1	299	38,04	55,47
2	153	19,47	74,94
3	55	7,00	81,93
4	29	3,69	85,62
5	19	2,42	88,04
6	16	2,04	90,59
7	4	0,51	91,60
8	8	1,02	91,60
9	0	0,00	91,60
10	9	1,15	92,75
11	0	0,00	92,75
12	20	2,54	95,29
13-24	14	1,78	97,07
25-50	14	1,78	98,85
51-99	4	0,51	99,36
100+	5	0,64	100
Total	786	100	

Fuente: elaboración propia.

En función de la variabilidad de Y , existen varias alternativas para estudiar su relación con las variables contenidas en la matriz de diseño X . El modelo de regresión de Poisson es el punto de partida para modelar datos de conteo. Sea y_i , con $y_i = 0, 1, 2, \dots$, una realización de una variable aleatoria con función de distribución de probabilidad de Poisson. Así, $Y_i \sim P(m_i)$ y la probabilidad de ocurrencia de un evento particular, y_i , viene dada por:

$$\Pr[Y_i = y_i | m_i] = \frac{\exp[-m_i] m_i^{y_i}}{y_i!} \quad i = 1, \dots, N; y_i = 0, 1, 2, \dots, \quad (1)$$

donde m_i corresponde a la tasa de ocurrencia media del evento en estudio. Bajo el supuesto de que la variable aleatoria se distribuye efectivamente siguiendo la distribución de Poisson, entonces se verifica la propiedad de equidispersión, según la cual los dos primeros momentos de la distribución son iguales. Estos se definen como:

$$E[Y_i] = VAR[Y_i] = m_i. \quad (2)$$

Con objeto de introducir covariables en la probabilidad de ocurrencia de los eventos, así como de garantizar una media no negativa, es usual parametrizar el valor esperado condicional del modelo de regresión de Poisson, de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} E[Y_i | X_i] &= VAR[Y_i | X_i] = m(X_i) \\ &= \exp(X_i' \beta). \end{aligned} \quad (3)$$

El modelo de regresión de Poisson permite modelar con esta especificación un cierto grado de heteroscedasticidad observable. Con una correcta especificación de la media, los parámetros del modelo pueden ser estimados consistentemente por medio del método de máxima verosimilitud (MV). Sin embargo, para obtener estimadores eficientes, se debe verificar el supuesto de que los datos están efectivamente distribuidos Poisson. Como se presenta en la Sección III, Apartado A, es posible validar la correcta especificación de la media y, por lo tanto, la consistencia de los estimadores. Sin embargo, probar la correcta especificación de toda la función de densidad es más complejo.

En caso de que los datos no presenten una distribución de Poisson, aún es posible obtener estimadores consistentes y eficientes por medio del método de pseudo-

máxima verosimilitud (PMV). Desde este enfoque, una incorrecta especificación del proceso generador de datos resulta irrelevante y la eficiencia se puede alcanzar realizando una estimación robusta de la matriz de varianza-covarianza. Los estimadores de las matrices de varianza-covarianza bajo los dos enfoques de estimación vienen dados por:

$$\hat{\Sigma}(\beta)_{MV} = \sum_{i=1}^N \hat{m}(X_i) X_i X_i' \quad (4)$$

$$\hat{\Sigma}(\beta)_{PMV} = \left(\sum_{i=1}^N \hat{m}(X_i) X_i X_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \hat{w}_i X_i X_i' \right) \left(\sum_{i=1}^N \hat{m}(X_i) X_i X_i' \right)^{-1}, \quad (5)$$

donde $\hat{w}_i = \hat{w}(X_i)$ es una estimación de la varianza condicional de Y_i , $w(X_i) = \text{VAR}(Y_i | X_i)$, $\hat{m}(X_i) = \exp(X_i' \hat{\beta})$ y $\hat{\beta}$ es la solución al sistema no lineal, $\sum_{i=1}^N (Y_i - \exp(X_i' \beta)) X_i = 0$, resultante de las K condiciones de primer orden del problema de log máxima o log pseudomáxima verosimilitud de acuerdo con el supuesto de independencia entre las observaciones:

$$\ln \ell(\beta) = \sum_{i=1}^N \{Y_i X_i' \beta - \exp(X_i' \beta) - \ln Y_i!\}. \quad (6)$$

Con el supuesto de una media condicional exponencial correctamente especificada es posible mostrar que:

$$\hat{\beta} \overset{a}{\sim} N(\beta, \hat{\Sigma}(\beta)_j), j = MV, PMV. \quad (7)$$

Es importante anotar que: a) los dos estimadores, MV y PMV, son idénticos, pero con matrices de varianza-covarianza diferentes y b) si el proceso generador de datos de la variable de conteo es efectivamente Poisson, entonces se tiene que $\hat{\Sigma}(\beta)_{MV} = \hat{\Sigma}(\beta)_{PMV}$, dado que $w(X_i) = m(X_i)$.

Una vez estimado el modelo de regresión de Poisson, este puede ser utilizado para estudiar el efecto marginal (EM) de cambios en alguna de sus covariables sobre el valor esperado del fenómeno estudiado. Dada la especificación exponencial de la media condicional, el efecto marginal de un cambio en una covariable continua, x_j , viene dado por:

$$EM_j = \frac{\partial E(y|X)}{\partial x_j} = \beta_j \exp(X' \beta), \quad (8)$$

donde x_j denota el j -ésimo regresor contenido en X . El efecto parcial es función de los parámetros estimados y de todos los regresores. Por lo tanto, la magnitud del efecto parcial depende de X y de β . En este sentido, el parámetro $\hat{\beta}_j$ puede ser interpretado como una semielasticidad, ya que por una unidad de cambio en x_j la media condicional aumenta en un múltiplo de $\hat{\beta}_j$. Es de señalar que si x_j está expresado en logaritmos, $\hat{\beta}_j$ puede ser interpretado como una elasticidad.

Si por el contrario, el interés radica en calcular el efecto marginal de una covariable discreta, d , sobre la media condicional, entonces:

$$EM_j = E(Y|Z, d=1) - E(Y|Z, d=0), \quad (9)$$

donde Z denota todos los regresores diferentes a d . Dado que la construcción de los EM depende del punto donde se evalúen, existen diferentes maneras de calcularlos. Es usual construir EM como el promedio de los efectos marginales sobre cada individuo (PEM), como el efecto en el individuo promedio de los regresores (EMM) o como el efecto sobre un agente representativo (EMR).

Los resultados también pueden ser empleados para calcular el cambio porcentual en el conteo esperado ante cambios de ζ unidades en x_j , manteniendo todas las demás variables constantes:

$$\Delta_j \% = 100 \times \frac{E(y|X, x_j + \zeta) - E(y|X, x_j)}{E(y|X, x_j)} = 100 \times \left[\exp(\hat{\beta}_j \zeta) - 1 \right]. \quad (10)$$

Usualmente, el modelo de regresión de Poisson resulta muy restrictivo, dado el supuesto de equidispersión. El problema fundamental es que la distribución está parametrizada en cuanto a un único parámetro escalar, m , de tal forma que todos los momentos de Y son funciones de este. En general, los datos de conteo utilizados en aplicaciones empíricas rechazan este supuesto. En particular, es usual encontrar casos en donde la varianza excede la media, situación que se conoce como sobre-dispersión⁴.

⁴ También es posible encontrar situaciones en que la media condicional excede la varianza condicional, situación que se conoce como subdispersión.

La sobredispersión es una característica con consecuencias similares a la falla del supuesto de homoscedasticidad en el modelo clásico de regresión lineal. Dada una especificación correcta para la media condicional, los estimadores de MV y de PMV de Poisson siguen siendo consistentes. Sin embargo, es importante controlar por posible sobredispersión, ya que, en exceso, esta puede llevar a errores estándar más pequeños y, por lo tanto, a estadísticos t inapropiados. Una posible forma de corregir la presencia de sobredispersión es emplear el estimador robusto de la matriz de varianza-covarianza dado en (5), bajo algún tipo de parametrización de w_i consistente con el exceso de varianza.

Una alternativa para modelar la presencia de sobredispersión en los datos parte de la causa misma que la genera. Al respecto, Cameron y Trivedi (1998) muestran cómo la existencia de heterogeneidad adicional a la explicada por los regresores, es decir, aquella no observable, puede causar este fenómeno⁵. El modelo estándar para capturar la sobredispersión es el modelo binomial negativo, el cual parte de la siguiente función de distribución de densidad para Y_i :

$$\Pr(Y_i = y_i | m(X_i), \delta_0) = \frac{\Gamma(y_i + \delta_0^{-1})}{\Gamma(\delta_0^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\delta_0^{-1}}{m(X_i) + \delta_0^{-1}} \right)^{\delta_0^{-1}} \left(\frac{m(X_i)}{m(X_i) + \delta_0^{-1}} \right)^{y_i}, \quad (11)$$

con $\delta_0 \geq 0$ y $y_i = 0, 1, 2, \dots$. En caso de que $\delta_0 = 0$, entonces la función de distribución (11) colapsa a la de Poisson. Con esta representación de la función de densidad, los conteos son obtenidos como un proceso de Poisson (en el cual los eventos son serialmente independientes), con parámetro de media aleatorio. Este se define como $\tilde{m}(X_i) = m(X_i)u_i$, donde $m(X_i) = \exp(X_i'\beta)$, $u_i = \exp(v)$ y v representa la heterogeneidad no observada, la cual se considera en sí misma una variable aleatoria con función de densidad definida⁶.

Los dos primeros momentos de la distribución binomial negativa que se obtienen al considerar la presencia de heterogeneidad no observada son:

⁵ Sin embargo, pueden existir otras causas que generen la sobredispersión en los datos y que lleven a estimadores no solo no eficientes, sino también inconsistentes.

⁶ La distribución de probabilidad dada por (11) se obtiene partiendo del hecho de que $y_i \sim P(\tilde{m}(X_i))$ y suponiendo que $u_i \sim \Gamma(\delta_0)$.

$$E[Y_i | X_i, \delta_0] = m(X_i) \quad (12)$$

$$VAR[Y_i | X_i, \delta_0] = w(X_i) = m(X_i)(1 + \delta_0 m(X_i)), \quad (13)$$

donde $E[Y_i | X_i, \delta_0] \leq VAR[Y_i | X_i, \delta_0]$. El parámetro δ_0 mide la dispersión de los datos respecto a la media. Valores más grandes de δ_0 indican una mayor dispersión. Los parámetros del modelo binomial negativo, β y δ_0 , pueden ser estimados de manera consistente a través del método de máxima verosimilitud, el cual permite obtener simultáneamente un estimador eficiente de la matriz de varianza-covarianza. Los estimadores $\hat{\beta}$ y $\hat{\delta}_0$ corresponden a la solución del sistema de ecuaciones no lineal de dimensión $K \times 1$:

$$\sum_{i=1}^N \frac{Y_i - \exp(X_i' \beta)}{1 + \exp(X_i' \beta) \delta_0} X_i = 0, \quad (14)$$

$$\sum_{i=1}^N \left[\frac{1}{\delta_0^2} \left\{ \ln(1 + \delta_0 \exp(X_i' \beta)) - \sum_{j=0}^{Y_i} \frac{1}{\delta_0^{-1} + j - 1} \right\} + \frac{Y_i - \exp(X_i' \beta)}{\delta_0 (1 + \delta_0 \exp(X_i' \beta))} \right] = 0, \quad (15)$$

que resultan de la función de log verosimilitud:

$$\ln \ell(\beta, \delta_0) = \sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{j=1}^{Y_i} \ln(\delta_0^{-1} + j - 1) - \ln Y_i! - (Y_i + \delta_0^{-1}) \ln \left[\frac{1 + \exp(X_i' \beta) \delta_0}{Y_i \ln(\delta_0) + Y_i X_i' \beta} \right] \right\}. \quad (16)$$

La interpretación de los parámetros estimados es similar a aquella que se realiza sobre el modelo de regresión de Poisson.

Una vez estimados los parámetros, es posible construir diferentes medidas de evaluación de ajuste, similares a aquellas que se realizan para el modelo clásico de regresión lineal. Si bien los modelos utilizados son no lineales, es posible elaborar un conjunto de residuales que midan qué tan distante están los valores predichos de la variable dependiente de sus valores efectivamente observados. Dicho análisis sirve para detectar valores atípicos, un ajuste deficiente en alguna parte de la distribución o problemas en la especificación del modelo.

Sea:

$$r_i = Y_i - \hat{m}(X_i) \quad (17)$$

el residuo básico, el cual, de acuerdo con el supuesto de Poisson, es asimétrico y heteroscedástico. Dadas estas características, resulta conveniente definir otras medidas residuales para el análisis de los resultados. Así, el residual de Pearson resulta luego de corregir por heteroscedasticidad el residuo básico:

$$r_{Pi} = \frac{Y_i - \hat{m}(X_i)}{\sqrt{\hat{w}(X_i)}}, \quad (18)$$

siendo $\hat{w}(X_i)$ una estimación de la varianza condicional, $w(X_i)$, de Y_i . En el caso del modelo de Poisson se tiene que $w(X_i) = m(X_i)$ y en el caso del modelo binomial negativo se verifica (13). En muestras grandes, el residual de Pearson presenta media cero y varianza constante e igual a uno, pero continúa siendo asimétrico⁷.

Finalmente, el residuo más utilizado en la literatura especializada, debido a la cantidad de modelos sobre los cuales puede ser aplicado, es el residuo *deviance*, el cual se define como:

$$r_{Di} = \text{signo}(Y_i - \hat{m}(X_i)) \sqrt{2 \left(\ell(Y_i) - \ell(\hat{m}(X_i)) \right)}, \quad (19)$$

donde $\ell(\hat{m}(X_i))$ es la log densidad de Y_i evaluada en $m(X_i) = \hat{m}(X_i)$ y $\ell(Y_i)$ es la log densidad evaluada en $m(X_i) = Y_i$.

Las diferentes medidas residuales también pueden ser utilizadas en la construcción de medidas de bondad de ajuste global de los modelos estimados. Estas medidas corresponden a sumas ponderadas de residuos, similares a las empleadas en el modelo clásico de regresión lineal. Una medida estándar para evaluar el ajuste de los modelos corresponde al estadístico de Pearson, el cual se define como:

$$P = \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \hat{m}(X_i))^2}{\hat{w}(X_i)}. \quad (20)$$

⁷ Sin embargo, si el interés radica en encontrar residuales que se aproximen a la normalidad, es posible utilizar el residuo Anscombe. Véanse Cameron y Trivedi (1998).

Siguiendo a Cameron y Trivedi (1998), con una correcta especificación de la media, $P > N - K$ puede ser interpretado como evidencia a favor de sobredispersión en el modelo básico de Poisson⁸. Visto de otra manera, $P \neq N - K$ indica una incorrecta especificación de la media condicional.

Una medida alternativa para evaluar la bondad del ajuste parte del residuo (19). La suma de residuos al cuadrado, conocida como el estadístico *deviance*, se define como:

$$D(Y, \hat{m}(X)) = \sum_{i=1}^N r_{Di}^2, \quad (21)$$

el cual también es empleado en la detección de valores atípicos, tal y como se presenta en el **anexo a de la Sección II**. A partir de este estadístico es posible definir una medida de pseudo R^2 :

$$R_{DEV}^2 = 1 - \frac{D(Y, \hat{m}(X))}{D(Y, \bar{Y})}, \quad (22)$$

donde $D(Y, \hat{m}(X))$ es el estadístico *deviance* del modelo ajustado y $D(Y, \bar{Y})$ es el estadístico *deviance* del modelo únicamente con intercepto. El estadístico R_{DEV}^2 permite medir la reducción en el *deviance* debido a la inclusión adicional de regresores en el modelo estimado. Una medida similar, obtenida a partir de los residuos de Pearson, es el R^2 de Pearson. Para modelos con función de varianza $w(m(X), \delta_0)$ dicha medida se define como:

$$R_p^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \hat{m}(X_i))}{w(\hat{m}(X_i), \delta_0)}}{\sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \hat{m}_0)}{w(\hat{m}_0, \delta_0)}}, \quad (23)$$

donde $\hat{m}_0$ es la medida estimada en el modelo que contiene tan solo intercepto. Finalmente, otra medida de ajuste ampliamente utilizada consiste en el pseudo R^2 construido a partir de la ganancia potencial que se genera en la función de log verosimilitud al incluir regresores adicionales. Esta medida se define como:

⁸ Por su parte, $P < N - K$ puede interpretarse como una posible presencia de subdispersión.

$$R^2 = 1 - \frac{\ell_{ajustado}}{\ell_0}, \quad (24)$$

siendo $\ell_{ajustado}$ el valor de la log verosimilitud del modelo ajustado y ℓ_0 el valor de la log verosimilitud del modelo únicamente con intercepto. Para el caso de variables discretas finitas, como en el caso de las variables de conteo, esta medida tiene la propiedad de que $0 \leq R^2 \leq 1$.

B. Determinantes del grado de flexibilidad de los precios

En la teoría de la organización industrial, el análisis de la heterogeneidad en el proceso de fijación de precios se ha relacionado con el grado de concentración industrial. Para Carlton (1989), esta relación tiene su origen en el estudio de las diferentes estructuras de mercado como mecanismo para analizar la fijación de precios por parte de las firmas. Los modelos básicos de asignación de recursos: competencia perfecta, monopolio y oligopolio, permiten construir un primer conjunto de determinantes del precio. En términos generales, los cambios de precios en que incurrir los productores dependen de las condiciones de demanda y oferta, las cuales se recogen a través de sus elasticidades y, por lo tanto, de los distintos grados de concentración, y de la estructura de costos de las firmas, así como de los choques de costos a los que están sujetas.

Aun con las grandes implicaciones que tienen los modelos básicos de mercado mencionados anteriormente, algunos autores han encontrado evidencia a favor de mecanismos que vacían los mercados distintos al sistema de precios, lo cual podría explicar el hecho de que los precios no varíen en la cantidad esperada ante cambios en los determinantes inicialmente sugeridos. De acuerdo con Carlton (1989): “La relación entre los cambios de precios y los cambios de costos varía con la forma de la curva de demanda y, por lo tanto, no es posible hacer afirmaciones generales acerca de la variabilidad de los precios con relación a la variabilidad en los costos, basándose únicamente en el hecho de que el mercado sea competitivo o monopolístico. Más aún, ya que sabemos que los oligopolios se encuentran en medio del espectro entre la competencia perfecta y los monopolios puros, las simples teorías no permiten hacer predicciones diferenciadas de la flexibilidad de precios (para grandes cambios en costos) que dependan exclusivamente del grado de competencia del mercado” (traducción propia).

Al respecto, Backman (1940) realiza una descripción minuciosa sobre los posibles factores que pueden afectar la flexibilidad de los precios. Estos se pueden agrupar en siete categorías, las cuales incluyen a su vez otro conjunto de variables. De

acuerdo con el autor, los grandes determinantes de la heterogeneidad en el proceso de fijación de precios son: a) las características del producto, b) la existencia de leyes o decretos administrativos, c) la concentración del control, d) las técnicas de mercadeo, e) los hábitos y las costumbres, f) los arreglos contractuales y g) la estructura del mercado.

El conjunto de variables explicativas empleado en este ejercicio corresponde a un subconjunto de las respuestas obtenidas por Misas *et al.* (2009). Si bien dicho conjunto no contiene información sobre todos los determinantes delineados por Backman (1940), permite realizar una aproximación a las principales variables. Este documento pretende evaluar la importancia de cada uno de estos factores en la explicación de la heterogeneidad en la formación de precios en Colombia. Una descripción detallada de las variables incluidas en los modelos así como algunas estadísticas descriptivas se encuentran en los Anexos B y C, respectivamente.

En primer lugar, se incluyen características del producto que afectan tanto la demanda como la oferta de los bienes y servicios. En cuanto a los factores que afectan la demanda, se incluyen el tipo de bien producido (*final*) y la importancia de la demanda a la hora de cambiar el precio (*c_dda*). Por el lado de la oferta, se incluye la importancia de los cambios en los costos laborales (*c_clab*), en los costos de las materias primas (*c_cmp*), en los costos financieros (*c_cfin*), en los costos de la energía y los combustibles (*c_cce*), el cambio en los impuestos (*c_imp*) y los cambios en la tasa de cambio (*c_tc*). A este grupo de variables, excepto el tipo de bien, se le denomina “disparadores de precios”, tanto por el lado de la demanda como por el de la oferta.

Por otro lado, se incluye una variable que recoge la posible existencia de regulación o limitación en la fijación de precios por parte del productor (*restr_set*), con el propósito de considerar el segundo grupo de determinantes. Por su parte, la concentración del control hace referencia al poder monopolístico de un conjunto de empresarios, lo que Means (1936) llamó precios administrados. Como *proxy* de este grupo se emplea la existencia o no de líderes de precios en la industria (*lider*) y el número de competidores que perciben los empresarios en su industria (*comp2*). Respecto a las técnicas de mercadeo, se incluye una variable que diferencia entre aquellos productores que discriminan precios y los que no lo hacen (*discr*) y otra que mide la importancia atribuida por los encuestados a los cambios en la calidad de los bienes antes que a los cambios en los precios, cuando enfrentan situaciones que presionan cambios en los segundos (*calidad*).

Para capturar los arreglos contractuales, bien sean explícitos o implícitos, se incluye el porcentaje de ventas que realizan los productores con clientes con quienes esperan realizar futuras transacciones (*v_lp*) y dos variables categóricas que indican la importancia atribuida por los empresarios a los contratos formales (*explicito*) o informales (*implicito*), para no modificar sus precios. Dentro de la categoría de hábitos, se incluye la regla de revisión de precios que siguen los encuestados (*state1*). Finalmente, la importancia de la demanda interna (*v_dom*), el tamaño de la firma, tanto por empleados (*empl*) como por activos (*grande*), el tipo de industria (*sector*) y el mecanismo de fijación de precios, bien sea basado en el precio de los competidores (*estr_com*) o en los costos más un margen (*estr_mon*), son variables que hacen alusión a la estructura de mercado a la cual pertenecen las empresas.

Siguiendo a De Munnik y Xu (2007), se realiza un análisis preliminar entre la frecuencia de ajuste de precios reportada por los encuestados y cada uno de los determinantes recién descritos, empleando para ello la base de datos completa, es decir, sin remover los valores atípicos. Se llevan a cabo dos ejercicios. El primero consiste en la prueba no paramétrica de igualdad de poblaciones de Kruskal y Wallis, aplicada sobre las categorías de cada uno de los posibles factores explicativos. Por otro lado, se analiza, por medio del coeficiente de correlación de Spearman, la existencia de asociación entre cada uno de estos factores y la frecuencia de cambio de los precios. Los resultados para todas las variables, excepto para los disparadores de precios, junto a algunas estadísticas adicionales, se presentan en el Cuadro 2.

Las pruebas indican una fuerte relación entre la frecuencia del cambio de precios y el tipo de bien producido, el grado de competencia percibido por los empresarios, la discriminación de precios entre diferentes compradores, la existencia de acuerdos implícitos entre vendedores y compradores, el tipo de regla de revisión de los precios, el tamaño de la firma, el sector económico y la estrategia de fijación de precios. También se encuentra relación, aunque en menor medida, con el número de empleados de la firma, la importancia de la demanda interna y la importancia de los cambios en la calidad del producto sobre los cambios en precio. Finalmente, las pruebas de correlación e igualdad poblacional no sugieren una asociación de la frecuencia del ajuste con la existencia de regulación en la fijación de los precios, la existencia de líderes de precios, el porcentaje de ventas que las firmas realizan con clientes que consideran de largo plazo y la existencia de contratos explícitos. Si bien tales resultados dan luces sobre los factores que determinan las decisiones de precios por parte de las empresas colombianas, estos pueden llevar a conclusiones erróneas al no considerar todos los factores de manera simultánea. Por lo

tanto, dichos resultados se complementan con aquellos que se pueden obtener de los modelos de regresión de conteo.

CUADRO 2. FACTORES QUE INFLUENCIAN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS

Determinantes del ajuste de precios	Número de observaciones	Número medio de cambios	≤ 1 cambio de precio al año (Número de firmas)	> 52 cambios de precios al año (Número de firmas)
Total muestra	786	4	431	6
Características del producto				
Tipo de bien ^{a,d}				
Final	539	5	431	6
Intermedio / Capital	247	3	427	0
Leyes o decretos administrativos				
Regulación / Limitaciones para fijar precio*				
Sí	442	4	435	2
No	344	5	436	4
Concentración de control				
Existencia de líderes				
Sí	171	5	87	2
Sí, y se reconoce como líder	144	2	86	0
No	471	5	263	4
Percepción de competencia ^{a,d}				
Poca (menos de 5 competidores)	206	2	131	0
Mucha (más de 5 competidores)	580	5	305	6
Técnica de mercadeo				
Discriminación de precios entre compradores ^{a,d}				
Sí	553	8	292	5
No	233	4	144	1
Cambio en calidad del producto sobre cambio en precios ^{b,e}				
Poco y no importante	355	7	183	6
Importante y muy importante	431	3	253	0

(Continúa)

CUADRO 2. FACTORES QUE INFLUENCIAN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS (continuación)

Determinantes del ajuste de precios	Número de observaciones	Número medio de cambios	≤ 1 cambio de precio al año (Número de firmas)	> 52 cambios de precios al año (Número de firmas)
Arreglos contractuales				
Porcentaje de ventas totales con clientes de largo plazo				
0 - 25%	95	12	49	4
26 - 50%	51	2	27	0
51 - 75%	97	3	55	0
76 - 100%	543	4	305	2
Contratos explícitos				
Poco y no importante	288	5	158	2
Importante y muy importante	498	4	278	4
Contratos implícitos ^{a,d}				
Poco y no importante	226	7	108	5
Importante y muy importante	560	3	328	1
Hábitos y costumbres				
Regla de revisión de precios ^{a,d}				
Tiempo dependiente	562	2	340	0
Estado dependiente	224	10	96	6
Estructura de mercado				
Importancia demanda interna				
(% de ventas) ^e				
0 - 25%	29	2	17	0
26 - 50%	46	2	23	0
51 - 75%	89	4	54	0
76 - 100%	622	5	342	6
Número de empleados ^{c,f}				
0 - 100	524	5	302	5
101 - 500	214	5	114	1
501 - 1.000	31	3	16	0

(Continúa)

CUADRO 2. FACTORES QUE INFLUENCIAN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS (continuación)

Determinantes del ajuste de precios	Número de observaciones	Número medio de cambios	≤ 1 cambio de precio al año (Número de firmas)	> 52 cambios de precios al año (Número de firmas)
1.001 - 5.000	15	7	4	0
Más de 5.000	2	2	2	0
Tamaño de la firma (valor de los activos) ^{a,d}				
No grande	510	4	300	4
Grande	276	5	136	2
Sector económico ^{a,d}				
Agricultura	85	23	15	6
Pesca	8	9	3	0
Industria	693	2	413	0
Estrategia de fijación de precios*				
Precio basado en competidores ^{a,d}	733	4	419	5
Costo más un margen ^{a,d}	576	5	302	5

* El número de cambios de precio no suma el total puesto que la respuesta a la pregunta no era excluyente. Véase apéndice A. ^a Indica el rechazo de la hipótesis nula de igualdad de poblaciones al 99% de confianza. ^b Indica el rechazo de la hipótesis nula de igualdad de poblaciones al 95%. ^c Indica rechazo de la hipótesis nula de igualdad de poblaciones al 90%. Por su parte, ^{d,e,f} indican rechazo de la hipótesis nula al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

III. PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN

Para poder alcanzar una estimación consistente de los coeficientes de regresión y poder realizar una correcta inferencia estadística sobre estos, es necesario garantizar una correcta especificación de la media condicional. Por otro lado, si bien la estimación de las probabilidades condicionales puede ser obtenida por métodos no paramétricos, los modelos de regresión presentados en la sección anterior requieren de un supuesto acerca de la forma funcional de la distribución de probabilidad condicional. Surge entonces la necesidad de aplicar pruebas que permitan validar la especificación de la media condicional y de la distribución de probabilidad condicional. En esta sección se presenta un conjunto de pruebas estadísticas desarrolladas por Álvarez y Delgado (2002), las cuales se basan en los resultados obtenidos por Andrews (1997) y Stute (1997).

Las pruebas parten del conjunto de información $\{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, N\}$, el cual se supone aleatorio, independiente e idénticamente distribuido. Tal como se expuso en la sección anterior, la probabilidad condicional de ocurrencia de un evento de forma general se expresa como:

$$P_{y_i}(X_i) = \Pr(Y_i = y_i | X_i) \quad (25)$$

y puede ser modelada a partir de dos formas paramétricas alternativas: Poisson y binominal negativa, las cuales, en su orden, pueden ser representadas de la siguiente manera:

$$P_{y_i}(X_i) = \frac{\exp(-m(X_i)) m(X_i)^{y_i}}{y_i!} \quad (26)$$

$$P_{y_i}(X_i) = \frac{\Gamma(y_i + \delta_0^{-1})}{\Gamma(\delta_0^{-1}) \Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\delta_0^{-1}}{m(X_i) + \delta_0^{-1}} \right)^{\delta_0^{-1}} \left(\frac{m(X_i)}{m(X_i) + \delta_0^{-1}} \right)^{y_i}, \quad (27)$$

siendo $m(X_i) = E(Y_i | X_i)$ y $\delta_0 > 0$.

A. Prueba sobre la media condicional

Un punto central en la regresión de datos de conteo es establecer la correcta especificación de la media condicional. Así, la prueba propuesta por Álvarez y Delgado (2002), que se presenta a continuación, verifica si existe o no evidencia para rechazar el planteamiento de la siguiente hipótesis nula, cuyas alternas representan esquemas no paramétricos:

$$H_0 : E(Y|X) = m(X; \beta_0) \quad \beta_0 \in \mathbf{B}, \quad (28)$$

donde $\mathbf{B}$ corresponde al espacio de parámetros tal que $\mathbf{B} \subset \mathfrak{R}^K$. Dicha hipótesis nula puede ser reescrita como:

$$H_0 : T(X, \beta_0) = 0 \quad \beta_0 \in \mathbf{B}, \quad (29)$$

siendo:

$$\begin{aligned} T(x, \beta_0) &= \int_{-\infty}^x (E(Y|X=u) - m(u; \beta_0)) dF_x(u), \\ &= E \left\{ [Y - m(X; \beta_0)] 1(X \leq x) \right\} \end{aligned} \quad (30)$$

donde $F_x(\cdot)$ corresponde a la función de distribución y $1(A)$ a la función indicadora del evento A . Dado que X_i contiene múltiples regresores, la función indicadora se representa de la siguiente manera:

$$1(X_i \leq x) = \prod_{j=1}^k 1(X_{ij} \leq x_j).$$

Así, $T(x; \beta_0)$ corresponde a la diferencia entre la curva de regresión paramétrica planteada bajo la nula y las alternativas no paramétricas. Un estimador consistente de $T(x; \beta_0)$ bajo la hipótesis nula, H_0 , es:

$$\hat{T}_N(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(Y_i - m(X_i; \hat{\beta}_N) \right) 1(X_i \leq x). \quad (31)$$

La prueba se basa en la estadística de Cramér y Von Mises:

$$\hat{C}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[N^{\frac{1}{2}} \hat{T}_N(X_i) \right]^2. \quad (32)$$

De acuerdo con Stute (1997), la estimación de la distribución límite de $\hat{C}_N$ se lleva a cabo a través de la aplicación de un *wild-bootstrapping* sobre los residuales. El procedimiento se detalla a continuación.

1. Procedimiento wild-bootstrapping

- 1) A partir de un conjunto de información original $\mathfrak{S}_N = \{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, N\}$, se obtiene un estimador consistente de β_0 , $\hat{\beta}_N$, y se construye el estadístico $\hat{C}_N$.
- 2) Se genera de forma aleatoria una variable acotada *iid* V_i $i = 1, \dots, n$ tal que $E[V_i] = 0$ y $E[V_i^2] = 1$, la cual debe conllevar la propiedad de asimetría de las perturbaciones subyacentes de la regresión. En la práctica se selecciona para V_i una distribución discreta con valores $-(\sqrt{5}+1)/2$ y $(\sqrt{5}+1)/2$ y con puntos de masa en $(\sqrt{5}+1)/2\sqrt{5}$ y $(\sqrt{5}-1)/2\sqrt{5}$, respectivamente, similar a aquella presentada en el Anexo A.
- 3) Se construye un nuevo conjunto de información $\mathfrak{S}_N^* = \{(Y_i^*, X_i), i = 1, \dots, N\}$ a partir del conjunto de información original, donde $Y_i^* = m(X_i; \hat{\beta}_N) + \varepsilon_i^*$ y $\varepsilon_i^* = \hat{\varepsilon}_i V_i$, con $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - m(X_i; \hat{\beta}_N)$.

- 4) A partir de la nueva muestra $\mathfrak{S}_N^*$ se reestima el modelo, se encuentra $\hat{\beta}_N^*$ y se calcula la versión de remuestreo de $\hat{C}_N$, de la siguiente forma:

$$\hat{C}_N^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[N^{\frac{1}{2}} \hat{T}_N^*(X_i) \right]^2, \quad (33)$$

donde:

$$\hat{T}_N^*(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(Y_i^* - m(X_i; \hat{\beta}_N^*) \right) 1(X_i \leq x). \quad (34)$$

- 5) Los pasos 2 a 4 se repiten B veces, lo que genera $\mathfrak{S}_N^{*(b)}$ $b=1, \dots, B$ muestras o nuevos conjuntos de información y para cada uno de ellos la versión *bootstrap* de $\hat{C}_N$, $\hat{C}_N^{*(b)}$, $b=1, \dots, B$. Los valores críticos de la prueba son estimados a través de los cuantiles condicionales de $\hat{C}_N^{*(b)}$, $b=1, \dots, B$. Así, a un nivel de significancia α , el valor crítico *bootstrap* puede ser aproximado por $\frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1(\hat{C}_N^{*(b)} > \hat{C}_{\alpha N}^*) = \alpha$ y el *p-value bootstrap* se define como $P_B^* - value = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1(\hat{C}_N^{*(b)} > \hat{C}_{\alpha N}^*)$. Así, existe evidencia para rechazar H_0 cuando $\hat{C}_N > \hat{C}_{\alpha N}^*$ o $P_B^* - value < \alpha$.

B. Prueba de ajuste de probabilidades

Con el objeto de evaluar la capacidad predictiva del modelo de conteo estimado, se procede a probar la bondad del ajuste, bajo el supuesto de una función de distribución de probabilidad particular. La hipótesis nula de esta prueba se puede plantear como:

$$H_0 : P_y(X) = P_y(X; \theta_0), \quad \theta_0 \in \Theta \quad y \quad \forall y = 0, 1, 2, \dots, \quad (35)$$

donde P_y es una función de distribución paramétrica y θ_0 es un vector desconocido de parámetros perteneciente al espacio de parámetros Θ . La anterior hipótesis nula se puede reescribir como:

$$H_0 : M(y, X; \theta_0) = 0 \quad \theta_0 \in \Theta \quad y \quad y = 0, 1, 2, \dots, \quad (36)$$

siendo:

$$\begin{aligned} M(y, x; \theta_0) &= \int_{-\infty}^x \left\{ E[1(Y = y | X = u)] - P_y(u; \theta_0) \right\} dF_x(u). \\ &= E \left\{ [1(Y = y) - P_y(X; \theta_0)] 1(X \leq x) \right\} \end{aligned} \quad (37)$$

La hipótesis alternativa plantea un proceso generador de datos diferente a un proceso de conteo. La función $M(y, x; \theta_0)$ puede ser estimada a través de:

$$\hat{M}_N(y, x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ 1(Y_i = y) - P_y(X_i; \hat{\theta}_N) \right\} 1(X_i \leq x), \quad (38)$$

siendo $\hat{\theta}_N$ el estimador de máxima verosimilitud de θ_0 . Con dicha medida se construye el siguiente estadístico de Cramér y Von Mises:

$$\bar{C}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[N^{\frac{1}{2}} \hat{M}_N(Y_i, X_i) \right]^2. \quad (39)$$

Andrews (1997) demuestra la consistencia de las pruebas paramétricas bajo *boots-trapping*. Dicho procedimiento se lleva a cabo cumpliendo los siguientes pasos:

- 1) Con base en la muestra original $\mathfrak{S}_N = \{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, N\}$ se estima bajo H_0 y mediante el método de máxima verosimilitud a $\hat{\theta}_N$ y se calcula la estadística $\bar{C}_N$.
- 2) Se construye una nueva muestra $\mathfrak{S}_N^* = \{(Y_i^*, X_i), i = 1, \dots, N\}$ con base en la muestra original. Las realizaciones de la variable aleatoria discreta Y_i^* son generadas a partir de la distribución $P_y(X_i; \hat{\theta}_N)$ para cada X_i .
- 3) Con la nueva muestra se estiman nuevamente por el método de máxima verosimilitud a $\hat{\theta}_N^*$ y posteriormente a $\bar{C}_N^*$, como sigue:

$$\bar{C}_N^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[N^{\frac{1}{2}} \hat{M}_N^*(Y_i^*, X_i) \right]^2, \quad (40)$$

siendo:

$$\hat{M}_N^*(y, x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ 1(Y_i^* = y) - P_y(X_i; \hat{\theta}_N^*) \right\} 1(X_i \leq x). \quad (41)$$

- 4) Los pasos 2 y 3 se llevan a cabo B veces, con lo que se construyen nuevas muestras $\mathfrak{S}_N^{*(b)}$ $b = 1, \dots, B$ y se calculan en cada una de ellas $\bar{C}_N^{*(b)}$, $b = 1, \dots, B$. Los valores críticos como los p -values se generan de la misma manera que en la prueba anterior.

C. Prueba de ajuste para puntos particulares

Dada su parametrización, los modelos tradicionales de conteo, como el modelo de Poisson y el binomial negativo, pueden generar ajustes deficientes en algunos valores particulares de la variable dependiente. En particular, es bien sabido que el modelo de regresión de Poisson ajusta por defecto la ocurrencia de eventos iguales a cero. Para sobrellevar esta deficiencia, la literatura ha desarrollado los modelos de inflación de ceros. Sin embargo, el exceso puede presentarse en cualquier otro valor, distinto del cero⁹.

La prueba de decisión binaria desarrollada por Álvarez y Delgado (2002) es empleada en este trabajo para dar luces sobre la necesidad de construir en un futuro modelos de mezclas que permitan corregir excesos en algunas de las frecuencias de cambios de precios, en caso de que los modelos tradicionales no ajusten adecuadamente. Lo anterior se logra evaluando la bondad del ajuste en aquellos conteos particulares que estén bajo una especificación paramétrica particular. Específicamente, esta prueba se basa en la comparación entre un resultado observado en algún conteo en particular y la proporción esperada de dicho conteo bajo la hipótesis nula del modelo. Para la exposición de la prueba, se supone que el exceso de conteos se presenta en cero (no afecta la generalización de la prueba). La probabilidad condicional del dato de conteo igual a cero puede expresarse como una expectativa condicional, así:

$$P_0(x) = \Pr(Y = 0 | X = x) = E[1(Y = 0 | X = x)]. \quad (42)$$

La hipótesis nula en este caso plantea:

$$H_0 : P_0(X) = P_0(X; \theta_0) \quad \theta_0 \in \Theta, \quad (43)$$

⁹ Para un ejemplo, véanse Melkersson y Rooth (2000).

la cual puede ser reescrita como:

$$H_0 : M(0, X; \theta_0) = 0, \quad (44)$$

siendo:

$$\begin{aligned} M(0, x; \theta_0) &= \int_{-\infty}^x \left\{ E[1(Y=0|X=u)] - P_0(u; \theta_0) \right\} dF_x(u). \\ &= E \left\{ [1(Y=0) - P_0(X; \theta_0)] 1(X \leq x) \right\} \end{aligned} \quad (45)$$

De la misma forma que las pruebas anteriores, Stute (1997) y Andrews (1997) proponen el uso de la estadística de Cramér y Von Mises, $\tilde{C}_N$, definida de la siguiente manera:

$$\tilde{C}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[N^{\frac{1}{2}} \hat{M}_N(0, X_i) \right]^2. \quad (46)$$

El término $\hat{M}_N(0, X_i)$ se calcula mediante la siguiente expresión:

$$\hat{M}_N(0, x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ 1(Y_i = 0) - P_0(X_i; \hat{\theta}_N) \right\} 1(X_i \leq x). \quad (47)$$

Igualmente, en este caso se propone un test basado en la técnica de *bootstrapping*, la cual se implementa de la siguiente forma:

- 1) A partir de la muestra original $\mathfrak{S}_N = \{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, N\}$, se estima considerando el método de máxima verosimilitud y H_0 a $\hat{\theta}_N$ y se calcula la estadística $\tilde{C}_N$.
- 2) Se construye, con base en la muestra original, una nueva muestra $\mathfrak{S}_N^* = \{(Y_i^*, X_i), i = 1, \dots, N\}$, donde la variable Y_i^* es generada como una variable aleatoria Bernoulli con parámetro $P_0(X_i; \hat{\theta}_N)$ para cada X_i .
- 3) Con la nueva muestra se estima $\hat{\theta}_N^*$ y posteriormente se construye $\tilde{C}_N^*$, así:

$$\tilde{C}_N^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[N^{\frac{1}{2}} \hat{M}_N^*(0, X_i) \right]^2, \quad (48)$$

donde:

$$\hat{M}_N^*(0, x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ 1(Y_i^* = 0) - P_0(X_i; \hat{\theta}_N^*) \right\} 1(X_i \leq x). \quad (49)$$

- 4) Los pasos 2 y 3 se llevan a cabo B veces, con lo que se construyen nuevas muestras $\mathfrak{S}_N^{*(b)}$ $b = 1, \dots, B$ y se calcula en cada una de ellas $\tilde{C}_N^{*(b)}$, $b = 1, \dots, B$. Los valores críticos como los p -values se generan de la misma manera que en la primera prueba anteriormente explicada.

IV. RESULTADOS

Las estimaciones puntuales de los modelos detallados en el Apartado A de la Sección II se presentan en el Cuadro 3. La columnas 2 y 7 muestran los resultados de las estimaciones máximo verosímiles de los modelos no lineales de Poisson y binomial negativo que se obtuvieron al emplear la base de datos sin valores atípicos. Las columnas restantes presentan los valores de los estadísticos t y la significancia estadística de dichas estimaciones. En la mayoría de los casos, las magnitudes y direcciones de los coeficientes estimados son similares, aunque la significancia estadística varía sustancialmente de modelo a modelo. Las estimaciones están acompañadas de medidas de R^2 construidas a partir de (24), los estadísticos *deviance*, los valores máximos de las funciones de log verosimilitud y el criterio de información consistente de Akaike.

Por su parte, el Cuadro 4 presenta el promedio de los efectos marginales estimados para cada variable¹⁰ y el cambio porcentual en la frecuencia de ajuste de precios ante cambios en cada una de las variables al mantener las demás variables constantes.

¹⁰ El promedio de los efectos marginales para la variable x_j se construye como sigue:

$$PEM_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_j \exp(X_i' \hat{\beta}).$$

CUADRO 3. RESULTADOS MODELOS DE CONTEO

Variable	POISSON					BIN. NEG.		
	Coef.	t-ratio (MV)	Sig.	t-ratio (PMV)	Sig.	Coef.	t-ratio	Sig.
CONST	1,334	6,64	***	3,09	***	1,410	4,17	***
FINAL	-0,311	-6,52	***	-2,84	***	-0,392	-4,90	***
C_DDA	0,119	8,02	***	3,88	***	0,099	4,12	***
C_CLAB	-0,052	-2,86	***	-1,30		-0,043	-1,43	
C_CFIN	-0,068	-3,55	***	-1,46		-0,053	-1,71	***
C_CMP	0,042	2,13	**	0,89		0,028	0,87	
C_CCE	0,052	2,93	***	1,16		0,031	1,00	
C_IMP	-0,018	-0,99		-0,55		-0,004	-0,13	
C_TC	-0,003	-0,25		-0,09		0,009	0,44	
RESTR_SET	0,080	1,69	*	0,79		0,088	1,12	
LIDER	-0,049	-1,54		-0,74		0,020	0,38	
COMP2	0,185	3,30	***	1,51		0,184	2,01	**
DISCR	0,144	2,67	***	1,16		0,161	1,84	*
CALIDAD	0,096	1,96	**	0,88		0,065	0,80	
V_LP	0,002	3,00	***	1,40		0,002	1,74	*
EXPLICITO	-0,014	-0,27		-0,13		-0,007	-0,08	
IMPLICITO	-0,343	-6,36	***	-2,84	***	-0,298	-3,16	***
STATE1	0,498	10,43	***	4,47	***	0,540	6,59	***
V_DOM	0,002	1,98	**	0,89		0,002	1,03	
EMPL	0,101	2,87	***	1,24		0,167	1,95	*
GRANDE	0,261	5,17	***	2,62	***	0,171	1,90	*
SECTOR	-0,476	-14,42	***	-6,41	***	-0,498	-7,42	***
ESTR_MON	-0,208	-2,65	***	-1,17		-0,182	-1,18	
ESTR_COM	-0,070	-1,27		-0,51		0,005	0,06	
$\ln \delta_0$	-	-		-		-0,547	-6,324	
R ²			0,2289				0,0894	
R ² p			0,4834				0,2768	
P			2837,953				-	
D			1965,667				752,448	
$\ln L$			-1810,9955				-1.483,984	
CAICa			3805,5044				3.151,4814	

^a Criterio de información consiste de Akaike: CAIC = $-2\ln L + (1 + \ln N)K$; *** indica significancia individual al 1%, ** al 5% y * al 10%.

Fuente: cálculo de los autores.

CUADRO 4. EFECTOS MARGINALES PROMEDIO (PEM) Y VARIACIÓN PORCENTUAL

Variable	POISSON		BIN. NEG.	
	Emj	Δj %	Emj	Δj %
FINAL	-0,839	-26,8	-1,066	-32,4
C_DDA	0,306	12,7	0,253	10,4
C_CLAB	-0,135	-5,1	-0,109	-4,2
C_CFIN	-0,176	-6,6	-0,135	-5,1
C_CMP	0,107	4,3	0,073	2,9
C_CCE	0,134	5,4	0,078	3,1
C_IMP	-0,046	-1,8	-0,011	-0,4
C_TC	-0,008	-0,3	0,024	0,9
RESTR_SET	0,205	8,4	0,224	9,2
LIDER	-0,126	-4,8	0,050	2
COMP2	0,453	20,3	0,451	20,2
DISCR	0,359	15,5	0,399	17,5
CALIDAD	0,247	10,1	0,167	6,7
V_LP	0,006	0,2	0,006	0,2
EXPLICITO	-0,037	-1,4	-0,019	-0,7
IMPLICITO	-0,927	-29,1	-0,799	-25,8
STATE1	1,378	64,5	1,501	71,6
V_DOM	0,006	0,2	0,005	0,2
EMPL	0,260	10,6	0,427	18,1
GRANDE	0,689	29,8	0,447	18,7
SECTOR	-1,223	-37,9	-1,274	-39,2
ESTR_MON	-0,579	-18,8	-0,500	-16,6
ESTR_COM	-0,183	-6,8	0,014	0,5

Fuente: cálculo de los autores.

En el Apartado A de la Sección IV, se implementan las diferentes pruebas presentadas en la Sección III, así como otras medidas de evaluación de modelos, con el propósito de elegir el modelo más relevante a la hora de explicar la frecuencia del

ajuste de precios. A partir del modelo seleccionado, en el Apartado B de la Sección IV se presenta el análisis de los determinantes del grado de flexibilidad de los precios.

A. Evaluación de la bondad del ajuste

Una vez obtenidas las estimaciones de los coeficientes de regresión y de sus errores estándar respectivos, se aplican diferentes métodos de selección de modelos para elegir aquel que mejor describa la frecuencia observada del ajuste de precios. Primero se lleva a cabo la prueba de especificación de la media condicional desarrollada en la Sección III, Apartado A, bajo la siguiente hipótesis nula:

$$H_0 : E[Y|X] = \exp(X'\beta). \quad (50)$$

La prueba emplea la técnica de *bootstrapping* con cinco mil replicaciones y tomando el estimador de Poisson como valor inicial de los parámetros de la media. Los resultados que se presentan en el Cuadro 5 sugieren que no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, a ningún nivel de significancia usual. Dado que la media condicional está correctamente especificada, es posible concluir que bajo los dos modelos de regresión las estimaciones de los parámetros son consistentes, aun si el verdadero proceso generador de datos no es el de Poisson o el binomial negativo. Sin embargo, este resultado aún no permite discriminar entre las dos especificaciones, dado que presentan la misma media condicional, como se muestra en las ecuaciones (26) y (27).

CUADRO 5. PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN DE MEDIA Y DISTRIBUCIÓN CONDICIONAL

	Estadístico Cn	Valores críticos ^a			
		1%	5%	10%	pB-valor
Media condicional					
H0: $E(Y X) = \exp(X'\beta)$	0,0419	0,1044	0,0107	0,0856	0,9602
Distribución condicional					
H0: $P_y(x) = \text{Poisson}$	0,0035	0,0122	0,0107	0,0098	0,9284
H0: $P_y(x) = \text{Binomial Negativa}$	0,0034	0,0143	0,0124	0,0114	0,9782

^a Construidos a partir de un procedimiento de *Bootstrapping* con 5.000 replicaciones. Las hipótesis alternas corresponden a la negación de la nulas.
Fuente: cálculo de los autores.

Las medidas de la bondad del ajuste R^2 basadas en los incrementos de la función de log verosimilitud y en los residuos de Pearson sugieren que el modelo de regresión de Poisson es superior al modelo binomial negativo. Sin embargo, medidas tales como el *deviance* y el criterio de información consistente de Akaike sugieren lo contrario. Adicionalmente, el criterio de Pearson indica una mala especificación del modelo de regresión de Poisson, ya que $P \neq N - K$. En particular, $P > N - K$, lo que indica una incorrecta especificación de la función de varianza.

La anterior conclusión se valida por medio de una prueba de sobredispersión, la cual parte del hecho de que el modelo binomial negativo colapsa al modelo de Poisson cuando $\delta_0 = 0$. De esta forma, es posible probar la presencia de sobredispersión por medio de la verificación de la hipótesis nula $H_0 : \delta_0 = 0$ *versus* la alterna que plantea sobredispersión, $H_1 : \delta_0 > 0$. La prueba se lleva a cabo por medio de un test de razón de verosimilitud con distribución asintótica corregida por posible truncamiento del coeficiente δ_0 en cero. El estadístico de prueba viene dado por $G^2 = 2(\ln \ell_{BN} - \ln \ell_P)$, donde $\ln \ell_{BN}$ corresponde al valor máximo de la función de log verosimilitud del modelo binomial negativo y $\ln \ell_P$ al valor máximo de la función de log verosimilitud del modelo de Poisson. El estadístico G^2 tiene una distribución mixta entre una chi cuadrado sin grados de libertad y una chi cuadrado con un grado de libertad. Los resultados de la prueba se presentan en el Cuadro 6, de donde se concluye que el modelo presenta sobredispersión a cualquier nivel de significancia estadística. Esta conclusión favorece el modelo binomial negativo sobre el modelo de Poisson.

CUADRO 6. PRUEBAS DE SOBREDISPERSIÓN

$H_0: \delta_0 = 0$ vs. $H_1: \delta_0 > 0$	Estadístico	Valor-p
Razón de verosimilitud	654,05	0,000
Prueba <i>t</i>	4,73	0,000

Fuente: cálculo de los autores.

Cameron y Trivedi (1998) sugieren un método alternativo para probar la existencia de sobredispersión bajo la hipótesis nula de equidispersión, $\delta_0 = 0$, a partir de la función de varianza obtenida del modelo binomial negativo, $VAR(Y|X) = m(X) + \delta_0 m(X)^2$. La prueba se realiza a través de una regresión auxiliar de la variable $\{(y_i - \hat{m}(X_i))^2 - y_i\} / \hat{m}(X_i)$ sobre la media estimada

$\hat{m}(X_i)$ sin incluir intercepto. A partir de la estimación se realiza una prueba t de significancia individual sobre el coeficiente del regresor. El resultado que se presenta en el Cuadro 6 es similar al obtenido por medio de la prueba de razón de verosimilitud.

Una medida adicional de selección de modelos ampliamente utilizada en datos de conteo consiste en comparar las probabilidades estimadas, bajo diferentes especificaciones, con las frecuencias de los conteos efectivamente observadas. Las primeras se construyen a partir de los parámetros estimados:

$$\Pr(Y_i = y_i | m(X_i)) = \frac{\exp(-\hat{m}(X_i)) \hat{m}(X_i)^{y_i}}{y_i!} \quad (51)$$

$$\Pr(Y_i = y_i | m(X_i); \delta_0) = \frac{\Gamma(y_i + \hat{\delta}_0^{-1})}{\Gamma(\hat{\delta}_0^{-1}) \Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\hat{\delta}_0^{-1}}{\hat{m}(X_i) + \hat{\delta}_0^{-1}} \right)^{\hat{\delta}_0^{-1}} \left(\frac{\hat{m}(X_i)}{\hat{m}(X_i) + \hat{\delta}_0^{-1}} \right)^{y_i}, \quad (52)$$

siendo $\hat{m}(X_i) = \exp(X_i' \hat{\beta})$.

Los resultados que se exponen en el Cuadro 7 son mixtos. Para frecuencias de ajustes bajas, como el cero, uno y dos, el modelo de Poisson presenta un mejor ajuste. Sin embargo, el modelo binomial negativo hace un mejor trabajo para frecuencias más altas. Este ejercicio se complementa con el procedimiento de *bootstrapping* descrito en la Sección III, Apartado B, que busca estudiar la función de distribución condicional de todos los datos bajo las distintas especificaciones econométricas.

Sus resultados se mostraron en el Cuadro 5 para el modelo de Poisson y el modelo binomial negativo. Si bien existen diferencias puntuales entre los ajustes de ambos modelos, como recién se mencionó, dichas diferencias no son estadísticamente significativas, toda vez que el procedimiento de *bootstrapping* indica que no existe evidencia para rechazar ambas especificaciones probabilísticas.

Finalmente, se procede a evaluar la bondad del ajuste bajo ambas especificaciones en los datos de conteo con mayor frecuencia relativa en la muestra. Para ello se emplea el procedimiento descrito en la Sección III, Apartado C, y sus resultados se presentan en el Cuadro 8. Es posible concluir que el modelo binomial negativo presenta un mejor ajuste de los diferentes cambios de precios que el modelo de

Poisson, pues el primero es capaz de predecir apropiadamente todas las frecuencias de ajuste, mientras que el segundo no lo hace.

CUADRO 7. PROBABILIDADES ESTIMADAS

Conteo	Frecuencia observada	Frecuencia ajustada	
		Poisson	Bin. Neg.
0	0,178	0,172	0,279
1	0,388	0,249	0,230
2	0,199	0,210	0,158
3	0,071	0,139	0,103
4	0,038	0,083	0,067
5	0,025	0,048	0,044
6	0,021	0,029	0,030
7	0,005	0,018	0,021
8	0,01	0,012	0,015
10	0,012	0,007	0,008
12	0,026	0,004	0,005
15	0,005	0,002	0,002
20	0,013	0,001	0,001
30	0,006	0,000	0,000
33	0,001	0,000	0,000

Nota: Únicamente se presentan los ajustes de las frecuencias efectivamente observadas.

Fuente: cálculo de los autores.

Si bien las estimaciones econométricas y las pruebas estadísticas, diferentes a la de ajuste de valores particulares, no son contundentes para la selección de un único modelo, la existencia de sobredispersión en la función de varianza y el correcto ajuste de la frecuencia particular nos lleva a elegir al modelo binomial negativo sobre el modelo de Poisson, aun cuando es plausible emplear el modelo de regresión de Poisson con matriz de varianza-covarianza robusta. Sin embargo, este último no es apropiado, toda vez que la especificación del modelo sugiere la posible existencia de heterogeneidad no observada. Es de señalar que la interpretación económica que se presenta a continuación se basa en los resultados obtenidos mediante el modelo binomial negativo.

CUADRO 8. BONDAD DEL AJUSTE DE CONTEOS PARTICULARES

Conteo (c)	H0: $P_y = c(X) = \text{Poisson}$	H0: $P_y = c(X) = \text{Bin. Neg.}$
	Estadístico CN	Estadístico CN
0	0,0078*	0,0033***
1	0,0043	0,0067*
2	0,0091*	5,3943*
3	0,0071*	3,4362*
4	0,0029*	2,398*
5	1,6919*	1,6952*
6	0,6848*	0,64053*

* Indica significancia estadística al 1%, ** al 5% y *** al 10%. Los niveles de significancia se construyen a partir de un procedimiento de *bootstrapping* con dos mil replicaciones.

Fuente: cálculo de los autores.

B. Análisis económico de los resultados

Este apartado resume los principales resultados económicos que se derivan de la estimación de los modelos analizados anteriormente. Si bien la naturaleza de la variable dependiente sugiere modelos de conteo de Poisson para estudiar sus determinantes, la batería de pruebas presentadas previamente indica que el proceso que gobierna el grado de flexibilidad de los precios está mejor descrito por el modelo binomial negativo. Así, con base en esta especificación estadística se analizan los resultados económicos.

En términos generales, se encuentra que las características del producto, el grado de competencia que enfrenta la firma, los acuerdos contractuales y el sector económico al que pertenece la firma son los determinantes más significativos a la hora de explicar el grado de flexibilidad de los precios. Por su parte, algunas técnicas de mercadeo, como la posibilidad de discriminar precios, son significativas a un nivel de significancia menor. Los resultados también permiten concluir que la existencia de leyes o decretos administrativos, la existencia de líderes en precios y los movimientos de costos no explican la heterogeneidad en el proceso de fijación de ellos.

Respecto a las características del producto, se encuentra que los productores de bienes finales cambian con menos frecuencia el precio de sus bienes. Es decir, los

precios de los bienes finales son más rígidos que aquellos asociados a los bienes de capital e intermedios. Manteniendo todo lo demás constante, los primeros cambian el precio de su producto un 32,4% menos que los segundos. Adicionalmente, se encuentra un efecto positivo entre la importancia atribuida a los choques de demanda y la frecuencia con que se ajustan los precios. En otras palabras, aquellos empresarios más sensibles a los movimientos en la demanda por sus bienes cambian los precios de sus productos un 10,4% más que aquellos empresarios que no consideran tan relevantes las variaciones en su demanda. Por su parte, el único componente de la estructura de costos que afecta el grado de flexibilidad de los precios de forma significativa es el financiero. Dado que los costos financieros suelen pactarse con tasas fijas de mediano o largo plazo, es decir, corresponden a costos que no cambian frecuentemente, los resultados sugieren que aquellas industrias que enfrentan unos costos más elevados modifican sus precios un 5,1% menos.

Resulta interesante el hecho de que los cambios en los costos laborales y los cambios en los precios de las materias primas no son factores determinantes del grado de flexibilidad de los precios, aun cuando la dirección del efecto marginal obtenido en las estimaciones es la correcta. En particular, es de esperar que aquellas firmas donde los costos laborales son relevantes tiendan a reportar un reducido número de cambios en los precios, dadas las rigideces implícitas en los salarios. Así mismo, se espera que aquellos sectores donde las materias primas tienen un papel importante en la producción muestren un mayor grado de flexibilidad en los precios, ya que los precios de los insumos cambian frecuentemente, tal y como se concluyó anteriormente. Resultados similares son encontrados por Álvarez y Hernando (2005) para un conjunto de países de la Unión Europea, cuando utilizan todas las observaciones de la muestra.

El segundo gran determinante de la frecuencia de ajuste está asociado a la concentración de poder o control. Los resultados sugieren que el grado de competencia que perciben los empresarios lleva a cambios de precios más frecuentes. *Ceteris paribus*, las firmas que se enfrentan a una mayor competencia cambian sus precios un 20,2% más frecuentemente que aquellas que perciben menos competencia. Igualmente, la posibilidad de discriminar precios entre compradores implica un 17,5% de más flexibilidad en los precios.

Respecto a los arreglos contractuales se encuentra que una mayor cantidad de ventas con clientes que las firmas consideran de largo plazo implica una mayor flexibilidad en el ajuste de precios. Si bien esto puede resultar contraintuitivo, su efecto marginal es relativamente bajo y la relación exacta entre la existencia de

vínculos entre productores y consumidores es capturada correctamente por la existencia de contratos implícitos. En efecto, el establecimiento de acuerdos tácitos entre firmas y compradores reduce el número de cambios de precios en un 25,8%. Por el contrario, la existencia de contratos explícitos no es estadísticamente significativa y su efecto marginal sobre la frecuencia de los ajustes de los precios es mínimo. Esto sugiere que la posibilidad de fijar precios explícitamente a través de acuerdos contractuales por intervalos de tiempo no explica el comportamiento generalizado que se observa en las frecuencias de ajuste de precios de las empresas colombianas.

Por otro lado, las firmas que revisan los precios de sus productos de acuerdo con el estado de la economía son más flexibles que aquellas que emplean reglas dependientes del tiempo. Con respecto al tamaño de la firma, los resultados sugieren que son más flexibles las empresas más grandes, definidas tanto en función del número de empleados como del valor de sus activos totales. Por el contrario, las pequeñas y medianas empresas son más rígidas a la hora de cambiar los precios. En efecto, las primeras cambian los precios un 18,3% más frecuentemente que las segundas, en promedio. El sector de la agricultura resulta ser el más flexible, toda vez que a medida que el grado de manufactura aumenta, las firmas son más rígidas para ajustar sus precios. Más específicamente, por cada cien cambios de precios que se registran en el sector de la agricultura, el sector industrial solo cambia veinte veces su precio.

Finalmente, las firmas que emplean reglas de fijación de precios basadas en costos más un margen tienden a ser menos flexibles a la hora de ajustar el precio. Este resultado es consistente, ya que las firmas que usualmente aplican estas reglas son aquellas que se ubican en mercados poco competidos. Por el contrario, las firmas que siguen reglas de fijación de precios en donde el precio se fija con base en el precio de la competencia tienden a ser más flexibles.

V. CONCLUSIONES

Recientemente se ha publicado en Colombia una amplia evidencia sobre la formación de los precios a nivel microeconómico, basada en investigaciones motivadas por la falta de conocimiento sobre su grado de rigidez y sus posibles efectos en la conducción de la política monetaria. Uno de los principales hallazgos de esa agenda de investigación se relaciona con que la rigidez de precios no es cons-

tante entre productos, sino que por el contrario es variable. El principal aporte del presente trabajo es la profundización en el examen de este fenómeno conocido como heterogeneidad en las rigideces de precios, para lo cual se utilizaron los modelos de conteo aplicados a los resultados de una encuesta cualitativa realizada durante 2007 y 2008, con la que se interrogó a una muestra representativa de firmas colombianas acerca de la forma como fijan sus precios. Este es un enfoque relativamente novedoso para abordar esta problemática y tiene la ventaja de permitir el estudio del grado de flexibilidad de los precios a partir de la frecuencia de cambio de estos, además de establecer qué factores de mercado y características propias de la empresa afectan las frecuencias del ajuste de precios.

Se encontraron tres resultados principales. El primero se refiere a que el proceso que gobierna el grado de flexibilidad de los precios en Colombia se describe mejor por un modelo binomial negativo. Lo anterior se debe a la existencia de una gran variabilidad no observable en el número de cambios de precios por año, que excede significativamente la media, lo cual invalida la inferencia estadística en el modelo básico de Poisson. Además, se halló que la frecuencia del cambio de los precios está afectada por varios factores. Entre ellos los más importantes son las características del producto, el grado de competencia que enfrenta la firma, los acuerdos contractuales y el sector de la economía en el que opera la firma. Por otro lado, se encontró que la existencia de leyes o decretos administrativos, la existencia de líderes en precios y los movimientos de costos no explican la heterogeneidad en el proceso de fijación de los precios.

Una enseñanza final de este trabajo es que sus resultados deberían tenerse en cuenta para la modelación macroeconómica y la evaluación de la política monetaria. En efecto, los resultados sugieren que las firmas ajustan sus precios de forma tal que buscan obtener el mayor beneficio posible basadas en características propias de la firma y del mercado, es decir, basadas en sus microfundamentos. Estos últimos hacen que las firmas sean diferentes, lo cual se traduce en una heterogeneidad a la hora de fijar sus precios. La extensión de la heterogeneidad sugiere que la formación de los precios puede modelarse, entonces, como una mezcla de comportamientos a la Calvo y a la Taylor. En la política monetaria debe tenerse en cuenta que los agentes dependientes del estado se caracterizan por tener una mayor flexibilidad a la hora de revisar sus precios y poder reaccionar con mayor presteza, mientras que aquellos que siguen reglas dependientes del tiempo reaccionarán lentamente, con la consecuencia de inducir algún rezago en el impacto de dicha política.

REFERENCIAS

- Álvarez, B., & Delgado, M. A. (2002). Goodness-of-fit techniques for count data models: An application to the demand for dental care in Spain. *Empirical Economics*, 27(3), 543-567.
- Álvarez, L., & Hernando, I. (2005). *The price setting behaviour of Spanish firms. Evidence from survey data* (Working Papers Series N° 538). ECB.
- Andrews, D. W. K. (1997). A conditional Kolmogorov test. *Econometrica*, 65(5), 1097-1128.
- Aoki, K. (2001). Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of Monetary Economics*, 48(1), 55-80.
- Backman, J. (1940). The causes of price inflexibility. *The Quarterly Journal of Economics*, 54(3), 474-489.
- Benigno, P. (2004). Optimal monetary policy in a currency area. *Journal of International Economics*, 63(2), 293-320.
- Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112(5), 947-985.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (1998). *Regression analysis of count data* (6th ed., number 30 in Econometric Society Monographs). Cambridge University Press.
- Carlton, D. W. (1989). The theory and the facts of how markets clear: Is industrial organization valuable for understanding macroeconomics? In R. Schmalensee, & R. Willig (Eds.), *Handbook of industrial organization*, (vol. 1, ch. 15, pp. 909-946). Elsevier.
- Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 2(1).
- De Munnik, D., & Xu, K. (2007). *Micro foundations of price-setting behaviour: Evidence from Canadian firms* (Working Papers N° 31). Bank of Canada.
- Dixon, W. J. (1950). Analysis of extreme values. *Annals of Mathematical Statistics*, 21(4), 488-506.
- Dunlop, J. T. (1939). Price flexibility and the “degree of monopoly”. *The Quarterly Journal of Economics*, 53(4), 522-534.
- Gordon, R. J. (1981). Output fluctuations and gradual price adjustment. *Journal of Economic Literature*, 19, 493-530.
- Hawkins, D. (1980). *Identification of outliers*. Springer.

- Julio, J. M. (2010). *Heterogeneidad observada y no observada en la formación de precios del IPC colombiano* (Borradores de Economía N° 597). Banco de la República.
- Lombardo, G., & Vestin, D. (2007). *Welfare implications of Calvo vs. Rotemberg pricing assumptions* (Working Paper Series N° 770). European Central Bank.
- Means, G. C. (1936). Notes on inflexible prices. *The American Economic Review*, 26(1), 23-35. Supplement, Papers and Proceedings of the Forty-Eighth Annual Meeting of the American Economic Association.
- Melkersson, M., & Rooth, D.-O. (2000). Modeling female fertility using inflated count data models. *Journal of Population Economics*, 13, 189-203.
- Misas, M., López, E., & Parra, J. C. (2009). *La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa* (Borradores de Economía N° 569). Banco de la República.
- Morales, P., & Jaramillo, C. F. (1995). *Estructura del índice de precios al consumidor: algunas implicaciones para el análisis de la inflación* (Borradores de Economía N° 39). Banco de la República.
- Neal, A. C. (1942). *Industrial concentration and price inflexibility*. American Council of Public Affairs- Brown University.
- Rotemberg, J. J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, 49(4), 517-531.
- Ruggles, R. (1955). The nature of price flexibility and the determinants of relative price changes in the economy. In *Business concentration and price policy, NBER chapters* (pp. 439-504). National Bureau of Economic Research.
- Stute, W. (1997). Nonparametric model checks for regression. *The Annals of Statistics*, 25(2), 613-641.
- Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), February, 1-23.
- Tsiang, S.-C. (1947). *The variations of real wages and profit margins in relation to the trade cycle* (number 9 in Studies in Economics and Commerce). Pitman.
- Williams, D. A. (1987). Generalized linear model diagnostics using the deviance and single case deletions. *Journal of the Royal Statistical Society*, 36(2), 181-191.
- Zárate, H. M. (2010). *Reglas de fijación de precios de los productores colombianos: evidencia a partir de los modelos de duración con microdatos del IPP* (Borradores de Economía N° 600). Banco de la República.

ANEXOS

Anexo A. Detección y remoción de valores atípicos

Los resultados obtenidos en la encuesta de precios sugieren la posible existencia de valores atípicos en la frecuencia de ajuste de precios. Tal y como se observa en el Cuadro 1, un 2,93% de los encuestados aseguró cambiar el precio de su principal producto más de veinticinco veces en el último año previo a la realización de la encuesta. Intuitivamente, es posible que exista una gran cantidad de cambios de precios en sectores como la agricultura, donde se observan estructuras de mercado más competitivas. Sin embargo, tras analizar caso por caso se encuentra que cuando existen más de veinticinco cambios, las empresas o bien no pertenecen al sector de agricultura o, en caso de pertenecer, su comportamiento es diferente al de otras empresas que producen productos similares en mercados comparables. Por lo tanto, en esta sección se desarrolla una prueba estadística para detectar la presencia de valores extremos.

Hawkins (1980) define los valores atípicos o *outliers* como observaciones que se desvían significativamente de otras observaciones hasta el punto de hacer pensar que estas pudieron haber sido generadas por otro proceso generador de datos. Por su parte, Dixon (1950) los define como “observaciones que generan dudas en el investigador”. El interés en detectar y remover estas observaciones atípicas se fundamenta en los efectos perjudiciales que estas pueden tener en la estimación puntual de los parámetros y en la inferencia estadística. En efecto, la existencia de *outliers* puede generar correlaciones espurias entre variables, así como incrementos en los errores tipo I y tipo II.

- Para evaluar el hecho de que la i -ésima observación de la variable dependiente sea un valor atípico, se emplea una variación del método no paramétrico desarrollado por Williams (1987). De acuerdo con el autor, basta con analizar la reducción, G_i , que se obtiene en el estadístico *deviance*, $D(Y, \hat{m}(X))$, cuando la i -ésima observación es eliminada. Se dice entonces que la observación i es un *outlier*, si el estadístico G_i asociado es el máximo de todos los estadísticos calculados, el cual se denota por $\max G_i$. La construcción del estadístico es computacionalmente costosa cuando el conjunto de observaciones es elevado. Sin embargo, Williams (1987)

muestra cómo la contribución a G_i de la i -ésima observación viene dada por d_i^2 , y la contribución de las $N - 1$ observaciones restantes es aproximada por $h_i r_{Pi}^2$. De esta manera se tiene entonces que:

$$G_i \approx rG_i = \text{signo}(Y_i - \hat{m}(X_i)) \sqrt{(1 - h_i) r_{Di}^2 + h_i r_{Pi}^2}, \quad (\text{A1})$$

donde h_i es el i -ésimo elemento de la matriz H definida como¹¹ $H = W^{1/2} X (X' W X)^{-1} X' W^{1/2}$, siendo $W = \text{diag}[w_i]$. Es de señalar que en el caso del modelo de Poisson $w_i = m_i$.

La prueba basada en el estadístico $\max rG_i$ se realiza por medio de una aproximación de su distribución de probabilidad a través de un ejercicio de *bootstrapping*, debido a que su distribución no está definida para variables aleatorias que se alejan de la normalidad. El procedimiento se detalla a continuación:

- 1) A partir de la muestra original $\mathfrak{S}_N = \{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, N\}$, se lleva a cabo la estimación del modelo de regresión con datos de conteo, considerando como proceso generador de datos la especificación de Poisson o la binomial negativa.
- 2) Una vez estimado el modelo, se construyen los residuales planos $r_i = Y_i - \hat{m}(X_i)$ y los residuales rG_i dados por (A1), los cuales son utilizados para construir la estadística que permite identificar la presencia de valores atípicos.
- 3) Se genera una variable aleatoria Bernoulli *iid*, V_i , con media igual a $(\sqrt{5} + 1)/2\sqrt{5}$, la cual se transforma de la siguiente manera: si $V_i = 1$, entonces $-(\sqrt{5} + 1)/2$. En caso contrario $(\sqrt{5} + 1)/2$. Es importante anotar que se hace uso de esta variable aleatoria con el objeto de mantener las propiedades de asimetría de la variable de conteo.
- 4) Se construye un nuevo conjunto de información $\mathfrak{S}_N^* = \{(Y_i^*, X_i), i = 1, \dots, N\}$ a partir del conjunto de información original $\mathfrak{S}_N$ con realizaciones de la variable dependiente $Y_i^* = m(X_i; \hat{\beta}_N) + \varepsilon_i^*$, donde $\varepsilon_i^* = \hat{r}_i V_i$.
- 5) A partir de la nueva muestra, $\mathfrak{S}_N^*$, se estima el modelo y se calcula nuevamente el residual $r^* G_i$.

¹¹ En el modelo clásico de regresión lineal, la matriz H se conoce como la matriz “gorro”, dado que $\hat{y} = Hy$.

- 6) Los pasos 3 a 5 se llevan a cabo B veces, con lo que se construyen nuevas muestras $\mathfrak{S}_N^{*(b)}$, $b = 1, \dots, B$ y se calcula para cada una de ellas $r_{Gi}^{*(b)}$, $b = 1, \dots, B$. Los valores críticos de la prueba son estimados a través de los cuantiles condicionales de $r_{Gi}^{*(b)}$. Así, a un nivel de significancia α , el valor crítico del *bootstrapping* puede ser aproximado por $r_{\alpha Gi}^{*(b)}$, de tal forma que
- $$\frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1(r_{Gi}^{*(b)} > r_{\alpha Gi}^{*(b)}) = \alpha.$$

Con cinco mil replicaciones del procedimiento es posible concluir, con un nivel de confianza del 99%, que todas aquellas observaciones asociadas a cambios de precios superiores a treinta y seis veces en los últimos doce meses previos a la realización de la encuesta son valores atípicos. Este resultado implica eliminar de la muestra dieciséis de las 786 observaciones. De esta manera, el análisis que se presenta en la Sección IV se lleva a cabo con una muestra corregida por la presencia de dichas realizaciones de la variable dependiente.

Anexo B. Definición y descripción de variables

CUADRO 9. DESCRIPCIÓN DE TODAS LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

Grupo	Nombre	Descripción	Categoría
Características del producto	final	Tipo de bien producido: 1 = Final, 0 = Intermedio o de capital	Sí
	c_dda	Importancia de cambios en la demanda a la hora de modificar el precio: 2 = No o poco importante,... 8 = Muy importante	Sí
	c_clab	Importancia de cambios en los costos laborales a la hora de modificar el precio: 2 = No o poco importante,... 8 = Muy importante	Sí
	c_cfin	Importancia de cambios en los costos financieros a la hora de modificar los precios: 2 = No o poco importante,... 8 = Muy importante	Sí
	c_cmp	Importancia de cambios en los costos de materias primas a la hora de modificar el precio: 2 = No o poco importante,... 8 = Muy importante	Sí
	c_cce	Importancia de cambios en los costos de la energía y los combustibles a la hora de modificar el precio: 2 = No o poco importante,... 8 = Muy importante	Sí
	c_imp	Importancia de cambios en los impuestos y otras cargas tributarias a la hora de modificar el precio: 2 = No o poco importante,... 8 = Muy importante	Sí
	c_tc	Importancia de cambios en la tasa de cambio a la hora de modificar el precio: 2 = No o poco importante,... 8 = Muy importante	Sí
Leyes o decretos administrativos	restr_set	Enfrenta algún tipo de limitación diferente a la competencia u otras fuerzas del mercado a la hora de fijar el precio: 1 = Sí, 0 = No	Sí
Concentración de control	líder	Existencia de empresas líderes en la fijación de precios: 0 = No existen, 1 = Sí existen, 2 = Soy el líder	Sí
	comp2	Percepción de competencia: 0 = Poca competencia, 1 = Mucha competencia	Sí
Técnicas de mercadeo	discr	Existen diferentes precios para diferentes compradores: 1 = Sí, 0 = No	Sí
	calidad	Cambios en la calidad del producto antes que modificar el precio: 1 = Importante y muy importante, 0 = No o poco importante	Sí
Arreglos contractuales	v_lp	Porcentaje de ventas totales que realiza con clientes que considera de largo plazo	No
	explicito	Importancia de los contratos escritos como restricción al cambio de precios: 1 = Importante y muy importante, 0 = No o poco importante	Sí
	implicito	Importancia de los contratos tácitos como restricción al cambio de precios: 1 = Importante y muy importante, 0 = No o poco importante	Sí

(Continúa)

CUADRO 9. DESCRIPCIÓN DE TODAS LAS VARIABLES EXPLICATIVAS *(continuación)*

Grupo	Nombre	Descripción	Categoría
Hábitos y costumbres	state1	Regla de revisión de precios: 1 = Estado dependiente, 0 = Tiempo dependiente.	Sí
Estructura de mercado	v_dom	Porcentaje de ventas que se realizan en el mercado interno.	No
	empl	Número de empleados (en miles).	No
	grande	Tamaño de la firma vía valor de los activos totales: 1 = Grande, 0 = No grande (pequeña y mediana).	Sí
	sector	Sector económico: 1 = Agricultura, 2 = Pesca, 3 = Industria	Sí
	estr_mon	Precios basados en un margen sobre el costo: 1 = Importante y muy importante, 0 = No o poco importante.	Sí
	estr_com	Precios basados en los precios de los competidores: 1 = Importante y muy importante, 0 = No o poco importante.	Sí

Fuente: elaboración propia.

Anexo C. Estadísticas descriptivas**CUADRO 10. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS**

	Media	Desviación	Mín.	Máx.
Frecuencia del ajuste	2,57	4,28	0	36
Características del producto				
Bien final (= 1)	0,68	0,47	0	1
Leyes o decretos administrativos				
Regulación / limitaciones para fijar precio (= 1)	0,57	0,50	0	1
Concentración de control				
Existencia de líderes	0,59	0,78	0	2
Elevada competencia (= 1)	0,73	0,44	0	1
Técnicas de mercadeo				
Discriminación de precios entre compradores (= 1)	0,70	0,46	0	1
Cambio en calidad del producto muy importante (= 1)	0,56	0,50	0	1
Arreglos contractuales				
Porcentaje de ventas con clientes de largo plazo	75,32	30,44	0	100
Contratos explícitos muy importantes (= 1)	0,64	0,48	0	1
Contratos implícitos muy importantes (= 1)	0,72	0,45	0	1
Hábitos y costumbres				
Estado dependiente (= 1)	0,28	0,45	0	1
Estructura de mercado				
Porcentaje de ventas domésticas	86,79	22,22	0	100
Número de empleados	168,97	496,88	1	9.000
Grande (= 1)	0,35	0,48	0	1
Sector económico	2,81	0,58	1	3
Precio basado en competidores	0,94	0,24	0	1
Costo más un margen	0,73	0,44	0	1

Fuente: cálculo de los autores.

La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa*

Martha Misas A.**
Enrique López E.***
Juan Carlos Parra A.****

* Martha Misas en el momento de finalizar este trabajo ocupaba el cargo de econometrista principal de la Gerencia Técnica; Enrique López es investigador principal de la Gerencia Técnica y Juan Carlos Parra es profesional del Departamento de Modelos Macroeconómicos. Agradecemos a Leonardo Bonilla, Mauricio Salazar y Jacobo Campo por su valiosa colaboración en diferentes etapas de esta investigación. Igualmente, a Juana Téllez, actual directora de Investigaciones Económicas del grupo BBVA Colombia, por los aportes realizados en la fase inicial de esta investigación. Las opiniones aquí expresadas son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

** Pontificia Universidad Javeriana. Correo electrónico: mmisas@javeriana.edu.co.

*** Banco de la República. Correo electrónico: elopezen@banrep.gov.co.

**** Banco de la República. Correo electrónico: jparraal@banrep.gov.co.

I. INTRODUCCIÓN

En este capítulo se reportan los resultados de una encuesta por medio de la cual se interrogó a los empresarios colombianos acerca de la forma como fijan los precios de sus principales productos. El diseño del formulario se basa en los trabajos realizados por Blinder (1991, 1994), Blinder, Canetti, Lebow y Rudd (1998) y aquellos que se hicieron en el marco de la IPN (*inflation persistence network*) de los países de la Unión Europea (Fabiani *et al.*, 2005)¹.

Por otra parte, este trabajo complementa otros resultados sobre fijación de precios en Colombia que utilizan otro tipo de enfoques. Entre los trabajos más importantes se encuentra una investigación basada en el uso de bases de datos cuantitativas, construidas originalmente para elaborar el índice de precios al productor colombiano (Julio y Zárate, 2008).

El interés por dilucidar cómo las empresas fijan sus precios fue adquiriendo fuerza en la década de los ochenta, cuando un grupo de autores comenzó a percatarse de un hecho estilizado crucial: el comportamiento de las empresas en la fijación de sus precios aparentemente determina la forma en que las decisiones de política monetaria —tasas de interés, dinero e inflación— afectan la economía como un todo. Esto va en contra de uno de los postulados centrales de la teoría macroeconómica neoclásica, según el cual el comportamiento de las variables monetarias no tiene impacto sobre las variables reales. Esta teoría se basa en el hecho de que los cambios en precios no generan costos y, por lo tanto, se dan de manera instantánea². Una explicación a este hecho estilizado tomó fuerza a partir de los aportes realizados por los economistas nekeynesianos, para quienes los precios se demoran en cambiar, es decir, son rígidos. En los primeros modelos que recogieron explícitamente esa idea se sugería que los precios no cambian tan frecuentemente, debido a las interacciones

¹ Este es el primer esfuerzo en nuestro país por realizar una encuesta con rigor técnico y conceptual. Sin embargo, hay que reconocer la existencia de un trabajo anterior, el cual, con todas las limitaciones técnicas y financieras de una tesis de pregrado en Economía, buscó hacer un sondeo entre empresarios colombianos sobre el mismo tema (Arosemena, 2001).

² Este punto de vista fue puesto en duda por Friedman y Schwartz (1963) y otros autores, quienes encontraron evidencia de que cambios en el dinero y en los precios (variables nominales) podían tener efectos sobre el desempleo y la producción (variables reales).

estratégicas entre las empresas, las condiciones de costos, las relaciones entre las empresas y sus clientes y los costos de revisar las listas de precios.

Hoy en día se acepta que la forma en que se lleve a cabo la política monetaria puede afectar la actividad económica. El supuesto esencial para obtener efectos reales y nominales de la política monetaria es la no flexibilidad de los precios, esto es, que ellos permanezcan fijos al menos por cortos períodos de tiempo. Si después de un choque monetario los precios se ajustan de manera incompleta, la política monetaria tendrá efectos reales al menos en el corto plazo. De esta forma, el impacto de los cambios en las tasas de interés sobre la inflación y el producto es afectado por el grado y tipo de rigidez que presentan los precios. En este contexto, una mejor comprensión de las razones de las rigideces de los precios es fundamental para analizar fenómenos macroeconómicos como el impacto de la política monetaria en el producto y el empleo, y la magnitud de las fluctuaciones económicas.

La evidencia microeconómica acerca de los ajustes de precios ha crecido sustancialmente en los últimos años y con ello la posibilidad de utilizarla dentro de modelos macroeconómicos completos. Este conocimiento es decisivo para construir modelos de inflación con fundamentos microeconómicos adecuados que permitan mejorar el diseño de la política monetaria y obtener un mejor comportamiento de esta³. Estos modelos usualmente incorporan diferentes tipos de rigideces nominales, con las cuales la política monetaria tiene un impacto en la actividad económica real en el corto y mediano plazo. Al respecto, son muy conocidas las formulaciones de Calvo (1983) y Taylor (1980) acerca de las rigideces de precios, con las cuales se ha construido una gran cantidad de modelos monetarios en los que la política monetaria tiene efectos reales.

Los estudios recientes sobre el tema dejan de concentrarse en la fijación de precios de una única firma o un mercado individual⁴, para tener un alcance más amplio. Tales estudios consideran dos tipos de análisis. El primer enfoque se originó en la liberación, por parte de las oficinas de estadística, de las bases de datos de

³ Maćkowiak y Smets (2008) advierten que los resultados de los estudios microeconómicos no se pueden aplicar automáticamente a los modelos macroeconómicos.

⁴ Como por ejemplo, los trabajos pioneros de los precios de revistas de Cecchetti (1986), los precios en los catálogos de ventas de Kashyap (1995), los precios al por menor de las distribuidoras de gasolina de Asplund, Eriksson y Friberg (2000), o los precios de los supermercados de Levy, Bergen, Dutta y Venable (1997).

gran tamaño recolectadas para el cálculo del índice de precios al consumidor o al productor. Los trabajos pioneros en esta línea fueron los de Bils y Klenow (2004) para Estados Unidos y Baharad y Eden (2004) para Israel. Diferentes esfuerzos en esta línea de investigación se hicieron posteriormente para la IPN del Banco Central Europeo. La segunda propuesta consistió en el diseño de encuestas directas, con preguntas en un lenguaje sencillo acerca de los razonamientos y procedimientos de los empresarios cuando fijan los precios de sus productos. Las primeras encuestas de este tipo fueron desarrolladas por Blinder (1991, 1994) y Blinder *et al.* (1998) para los Estados Unidos; Hall, Walsh y Yates (2000) para el Reino Unido; Apel, Friberg y Hallsten (2001) para Suecia; Amirault, Kwan y Wilkinson (2004) para Canadá y también por la red de persistencia de la inflación de los países de la Unión Europea (Fabiani *et al.*, 2005).

Los trabajos realizados con encuestas directas tienen ventajas sobre los que utilizan las bases de datos de los índices de precios al consumidor o al productor. Si bien estos últimos logran una caracterización cuantitativa muy completa de la periodicidad y magnitud de los cambios en los precios, no alcanzan una comprensión suficiente acerca de los determinantes fundamentales que guían el accionar de quienes fijan los precios. Hay ciertos aspectos de las políticas de precios de las firmas que solo se pueden investigar sobre la base de información cualitativa; tal es el caso, por ejemplo, del conjunto de información que consideran los empresarios en la revisión de sus precios. Los resultados de las encuestas son útiles, en todo caso, para chequear y extender la evidencia obtenida con las bases cuantitativas de microdatos (Álvarez y Hernando, 2005).

Los resultados reportados en este trabajo provienen de una encuesta directa llevada a cabo por el Banco de la República, la cual se realizó en dos etapas⁵. La primera etapa corresponde a una encuesta piloto, por medio de la cual se prueba la solidez técnica del cuestionario diseñado para sondear a los empresarios. Esta se llevó a cabo durante el período comprendido entre los meses de agosto y octubre de 2007 e interrogó a 142 empresarios. En la segunda etapa se utiliza el cuestionario depurado para encuestar a una muestra final de 787 empresarios y se llevó a cabo durante el período comprendido entre noviembre de 2007 y mayo de 2008. El diseño de las preguntas del formulario estuvo basado en las experiencias de otros países que han

⁵ El trabajo de campo lo realizó el Centro Nacional de Consultoría por encargo del Banco de la República.

hecho encuestas similares, incluidos algunos pocos estudios llevados a cabo en países en desarrollo⁶.

En este contexto, uno de los objetivos de la encuesta es profundizar en el conocimiento sobre la fijación de precios por parte de los empresarios colombianos. Específicamente, se explora el grado de autonomía que tienen las firmas para cambiar sus precios y la existencia de políticas periódicas de revisión de precios (tiempo dependientes) o de políticas que dependen del estado de la economía (estado dependientes). Igualmente, se indaga acerca del conjunto de información relevante en la toma de decisiones asociadas a cambios de precios, la frecuencia de las revisiones y cambios de los precios y el uso de algún tipo de discriminación para determinar un precio. Un segundo objetivo es el análisis de los principales factores que llevan a los cambios en los precios, así como también de la velocidad con la cual las firmas reaccionan ante diferentes choques. Se profundiza en los factores subyacentes (estructura de costos, grado de competencia, entre otros) que explican las diferencias sectoriales que se observan en la frecuencia de cambios de los precios y en la velocidad de reacción frente a diferentes choques. El último objetivo es el de proveer evidencia empírica acerca de las diferentes teorías planteadas por la literatura como explicación de los rezagos en los ajustes de precios.

La primera de las ocho secciones en que se divide el capítulo es esta introducción. La segunda presenta una revisión de la literatura pertinente. En la tercera se explica la metodología empleada para llevar a cabo y procesar la encuesta. La caracterización de las empresas encuestadas se presenta en la cuarta sección. El análisis de los determinantes de la revisión de los precios se hace en la quinta sección. La forma como se realizan los cambios sigue en la sección sexta. Los factores asociados a los cambios en los precios, tales como las asimetrías en los ajustes y el tiempo de respuesta después de un choque, es el tema de la siguiente sección. La última sección concluye.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Desde los estudios pioneros de Blinder (1991, 1994), el enfoque de encuestas ha tomado cada vez más fuerza para proveer información acerca de cómo las firmas

⁶ En la Sección II se presenta un resumen de la literatura examinada en este documento.

fijan sus precios. El Cuadro 1 resume los estudios más importantes que se han llevado a cabo desde ese entonces. Los esfuerzos posteriores a Blinder se dieron en el Banco de Inglaterra (Hall, Walsh y Yates, 1997), el Banco de Japón (Nakagawa, Hattori y Takagawa, 2000) y el Banco de Suecia (Apel *et al.*, 2001). Posteriormente, durante los años 2003 y 2004 nueve bancos centrales de la eurozona (Italia, Bélgica, Alemania, Francia, España, Holanda, Luxemburgo, Portugal y Austria) encuestaron diferentes firmas sobre su comportamiento en relación con la fijación de los precios. Este esfuerzo formó parte de un proyecto de colaboración llamado Red de Persistencia de la Inflación (IPN, por sus siglas en inglés). Más recientemente se han llevado a cabo encuestas en Canadá (Amirault *et al.*, 2004), Rumania (Sahinöz y Saraçoğlu, 2008) y México (Castañón, Murillo y Salas, 2008).

A pesar de los altos costos que puede tener la recolección de información sobre precios por medio de una encuesta directa, sus ventajas constituyen la fuente de su creciente popularidad. Entre estas ventajas se encuentra la posibilidad de investigar a fondo: a) el conjunto de información empleado para revisar los precios y b) la importancia relativa que le dan los empresarios a las diferentes teorías sobre la rigidez de precios. De hecho, muchas de las nuevas teorías han surgido antes de haber rechazado las anteriores, una acción que se puede realizar únicamente con las encuestas. Adicionalmente, el uso de encuestas directas permite estudiar, de forma separada, las dos etapas del proceso de fijación de precios, a saber, la revisión y el cambio. Estas proporcionan, también, una base para evaluar empíricamente la respuesta de los precios, tanto en dirección como en magnitud, a los diferentes choques que puede recibir la economía. Es así como la diversidad de información que puede extraerse de las encuestas directas permite superar las limitaciones que tienen los enfoques convencionales, a partir de análisis econométricos sobre datos agregados de series de tiempo, con los cuales no es posible responder muchas de las preguntas relevantes sobre el tema.

En el Cuadro 1 se reporta la fecha en que se realizaron las encuestas revisadas⁷, el tamaño de la muestra, la tasa de respuesta de las empresas encuestadas, la cobertura sectorial que tuvo el sondeo, el tipo de muestreo utilizado y la teoría de rigideces de precios identificada por los empresarios como la más importante para explicar su comportamiento.

⁷ Esta fecha no coincide con la respectiva publicación que permitió la divulgación de los resultados de las investigaciones.

Si bien los primeros trabajos no se llevaron a cabo en un banco central, una característica de este tipo de investigación es que se ha realizado sobre todo en los bancos centrales o con participación de investigadores vinculados a estos. En la mayoría de los casos, los bancos realizaron directamente la encuesta. Algunos acudieron a institutos externos de investigación para recolectar la información con formularios diseñados por ellos, como fue el caso de las encuestas de Alemania, España, Italia, Holanda y Austria. En otros casos, los formularios fueron enviados por correo normal, con un contacto previo telefónico. Las respuestas se podían enviar directamente a los bancos por fax o correo, o la encuesta se contestaba telefónicamente o en entrevistas directas, previa la recepción del formulario. Fueron pocos los bancos que utilizaron Internet para llevar a cabo la encuesta, como alternativa de recopilación de la información (España, Portugal, Italia y Holanda). El Banco de Canadá realizó encuestas directas en las cuales todos los encuestadores eran funcionarios de la entidad. En el trabajo seminal de Blinder (1991) también se efectuaron encuestas directas. Las diferencias en el procedimiento utilizado explican la dispersión en la tasa de respuesta que se observa en la tercera columna del Cuadro 1.

La cobertura sectorial de las encuestas varía de país a país. Mientras que en algunos casos la encuesta cubre toda la economía (Rumania), en otros se concentra en la industria manufacturera (Alemania, México). Algunos países tienen en cuenta el comercio, otros no. Algunos países incluyen los sectores de servicios y construcción en sus muestras. Resulta curioso el ejercicio realizado en Turquía y Rumania, que incluyen en sus muestras a empresas que producen energía.

El método de muestreo empleado es fundamental para alcanzar una correcta inferencia acerca de las características de la población. En la mayoría de los países de Europa se emplearon muestras ya consolidadas utilizadas en encuestas de opinión y hojas de balance o para otros propósitos. El muestreo predominante fue el aleatorio estratificado por sector o nivel de empleo. Es poco frecuente el uso del muestreo por cuotas (Canadá) o el muestreo con propósito (Alemania). Este último implica la inclusión forzosa de ciertas firmas que se desea encuestar por su importancia relativa en la economía alemana (Stahl, 2005).

En la última columna del cuadro se presenta la teoría seleccionada como dominante para explicar las rigideces de precios de acuerdo con la opinión de los encuestados. A esta columna se hace referencia más adelante, una vez se explique cada teoría. Por ahora, es de destacar la importancia que tienen los contratos (explícitos o implí-

bitos) como teoría explicativa de las rigideces de precios. Esta teoría explica las rigideces de precios en diez de los diecisiete trabajos revisados.

CUADRO 1. LITERATURA REVISADA

País	Fecha	Firmas en la muestra / Tasa de respuesta	Sectores	Técnica de muestreo	Teorías
Alemania	2004	2.740 / 46%	M	Con propósito	Contratos explícitos
Austria	2004	2.500 / 36%	M, S	Aleatorio estratificado	Contratos (exp. e imp.)
Bélgica	2004	5.600 / 35%	M, Cpm, S, Cons	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
España	2004	3.000 / 69%	M, Cpm, S	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Francia	2003-2004	4.300 / 38%	M	Aleatorio estratificado	Fallas de coordinación
Holanda	2004	1.870 / 67%	M, Cpm, S	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Italia	2003	729 / 46%	M, Cpm, S, Cons	Aleatorio estratificado	Cont. Exp. / Fallas de coord.
Luxemburgo	2004	1.100 / 30%	M, Cpm, S, Cons	Aleatorio estratificado	Contratos explícitos
Portugal	2004	2.494 / 55%	M, S	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Estados Unidos	1990-1991	400 / 50%	M, Cpm, S, Cons, Min	Aleatorio simple	Plazos de entrega
Reino Unido	1995	1.100 / 59%	M, Cpm, S, Cons	No	Costos perezosos
Canadá	2002-2003	170 / 100%	M, Cpm, S, Cons	Por cuotas	Costos perezosos
México	2005	745 / 53%	M	Aleatorio estratificado	Costos perezosos
Suecia	2000	1.300 / 48,7%	M, S	Aleatorio simple	Contratos implícitos
Japón	2000	1.202 / 56%	M, Cpm, S, Cons, Trans	Nr	Fallas de coordinación
Turquía	2005	999 / 27,7%	M, Ener	Aleatorio simple	Mark-up
Rumania	2006	1.901 / 19,8%	Toda la economía	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos

Convenciones: A: agricultura; M: industria manufacturera; Cpm: comercio al por menor; S: servicios; Cons: construcción; Ener: energía; Trans: transporte; Min: minas; NR: no reporta.

Fuente: elaboración propia.

III. METODOLOGÍA

La encuesta se llevó a cabo en dos etapas. La primera correspondió a una encuesta piloto, que se efectuó entre los meses de agosto y octubre de 2007 e interrogó a 142 dirigentes de empresas. En la segunda etapa se utilizó el cuestionario depurado, con base en la experiencia de la encuesta piloto, para encuestar a una muestra final de 787 dirigentes de empresas entre los meses de noviembre de 2007 y mayo de 2008. La encuesta la realizó una empresa privada (Centro Nacional de Consultoría) empleando un cuestionario diseñado por el Banco de la República, el cual se construyó con base en las experiencias de otros países en esta materia. Las encuestas se realizaron personalmente con los encargados en las empresas encuestadas de establecer las políticas de precios, como por ejemplo los gerentes generales, gerentes financieros, gerentes de mercadeo o gerentes de producción, previo envío de una carta firmada por el gerente general del Banco de la República, donde se solicitaba la colaboración y se aseguraba la completa confidencialidad de las respuestas entregadas por los encuestados.

A la compañía encuestadora se le suministró la muestra de empresas y las empresas reemplazantes, si por alguna razón no se podía hacer la encuesta a las primeras firmas elegidas.

A. *Diseño de la muestra*

La población relevante para el estudio comprende todas aquellas empresas obligadas a reportar sus estados financieros ante la Superintendencia de Sociedades o la Superintendencia Financiera en el año 2005 y que, además, de acuerdo con la ley 590 de 2000, tuvieran activos totales superiores a 501 salarios mínimos legales vigentes (SMLV) del mismo año, de forma que pudieran ser clasificadas en empresas no grandes (pequeñas y medianas) y grandes⁸. De esta manera, la población no incluye microempresas, ya que consideramos que sus decisiones de precios no alteran de manera significativa el comportamiento agregado de los precios de

⁸ De acuerdo con el Ministerio de la Protección Social, el SMLV para el 2005 fue de \$ 381.500. Por lo tanto, una empresa grande era aquella que presentara activos totales superiores a \$ 5.722.500 miles de millones; una empresa se consideraba mediana en 2005 si reportaba activos totales entre \$ 1.907.882 y \$ 5.722.500 miles de millones y, finalmente, una empresa era pequeña si registraba ante las entidades de vigilancia activos totales entre \$ 191.132 y \$ 1.907.882 miles de millones.

la economía. Así mismo, la población bajo estudio no incluye aquellas empresas productoras o prestadoras de servicios, teniendo en cuenta que en esos casos es difícil identificar el producto principal que proveen al mercado. Así las cosas, la población abarca únicamente a las empresas que, de acuerdo con la clasificación internacional CIIU, pertenecen a sectores tales como agricultura, ganadería, caza y silvicultura (sección A), pesca (sección B) e industria manufacturera (sección D). Por otro lado, las empresas contenidas en cada una de las secciones anteriores se separaron de acuerdo con la clasificación a tres dígitos y a partir de allí se consideraron únicamente subsectores que, según nuestro criterio y objetivo de investigación, eran relevantes en la fijación de precios en Colombia. Las empresas del sector comercio, al por menor y al por mayor, no fueron incluidas en el estudio debido a la dificultad para seleccionar el producto representativo, que les permitiera responder adecuadamente el cuestionario diseñado. Una descripción detallada de la población con código CIIU a tres dígitos se encuentra en el Anexo 1.

Empleando las dos categorizaciones anteriores, tamaño y sector económico, se llegó finalmente a una población de 4.626 empresas clasificadas en 28 estratos homogéneos. Una vez definidos los estratos, se llevó a cabo un muestreo aleatorio estratificado con asignación proporcional, el cual condujo a una muestra representativa, al 95% de confiabilidad, de 743 empresas. Sin embargo, con el propósito de obtener una mayor variabilidad en algunos estratos, que resultaron con un tamaño de muestra muy bajo, se amplió la muestra a 787 firmas. El Cuadro 2 resume la composición de la muestra final. En el cuadro se presenta tanto la división sectorial como la división entre empresas grandes y no grandes para cada sector y para el total de la muestra.

Para un correcto desarrollo del muestreo aleatorio estratificado, se realizó una encuesta piloto durante el segundo semestre de 2007 (agosto-octubre). Esta se distribuyó a 142 empresas elegidas aleatoriamente, un tamaño obtenido a partir de la información de Arosemena (2001), quien siguiendo a Blinder (1991, 1994) estudió la presencia de fallas de coordinación en las firmas colombianas. La realización de la muestra piloto tuvo dos objetivos. Primero permitió encontrar las debilidades y fortalezas del formulario diseñado para la encuesta. En efecto, luego de su análisis, un número de preguntas fueron reformuladas o eliminadas, de forma tal que el cuestionario fuera lo más corto y simple posible. Segundo, con los resultados obtenidos en la encuesta piloto se construyó un conjunto de estimadores de las varianzas dentro de cada uno de los estratos, que permitió, posteriormente,

elaborar el muestreo aleatorio estratificado. Una descripción del método de muestreo aplicado en este ejercicio se encuentra en el Anexo 2.

CUADRO 2. DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA

CIU	Tamaño		Total	Total (%)
	Grande	No grande		
Agricultura	28	57	85	10,8
Pesca	2	6	8	1,0
Productos alimenticios	48	63	111	14,1
Textiles	18	24	42	5,3
Prendas de vestir	17	48	65	8,3
Cueros	5	16	21	2,7
Madera y papel; edición e impresión	25	57	82	10,4
Refinación de petróleo; químicos	33	39	72	9,1
Caucho y plástico	26	39	65	8,3
Minerales y metalúrgicos	18	24	42	5,3
Productos de metal	16	43	59	7,5
Maquinaria y equipo	6	18	24	3,0
Aparatos eléctricos ^a	5	14	19	2,4
Vehículos y resto de industria	29	63	92	11,7
Total	276	511	787	
Total (%)	35,1	64,9		100

^a Incluye equipos de comunicación, instrumentos médicos y otros aparatos eléctricos.

Fuente: elaboración propia.

Respecto a la tasa de respuesta por parte de los encuestados, es importante notar que a diferencia de otros ejercicios realizados en este campo, el porcentaje de cuestionarios efectivamente contestados fue del 100%. Esto debido a que se realizó un proceso de reemplazamiento aleatorio cada vez que una empresa de determinado estrato no respondía en el primer contacto del encuestador. El reemplazamiento se realizó por medio de un muestreo aleatorio simple dentro de cada estrato, siguiendo las ideas de Martínez (2002). Esto nos permite contar con la representatividad necesaria para poder hacer inferencia estadística de la población bajo estudio.

B. Diseño e implementación del cuestionario

El cuestionario empleado se basó en los desarrollados por Blinder (1991, 1994), Hall *et al.* (1997), Apel *et al.* (2001), los miembros de la IPN y otros reseñados en la sección anterior. El formulario final consta de treinta y dos preguntas agrupadas en cinco secciones. En su construcción se empleó un lenguaje no técnico que pudiera ser entendido por no economistas. El cuestionario completo se encuentra en el Anexo 3.

La primera parte del cuestionario (preguntas 1 a 15) recoge información acerca del principal producto que vende la empresa, el destino de sus ventas, la existencia de políticas de discriminación entre compradores, el número de competidores y el tipo de relación con los clientes.

La segunda sección (preguntas 16 a 24) indaga sobre las políticas de fijación de precios de la firma. Más específicamente, se pregunta acerca de la habilidad de la empresa para establecer precios frente a la competencia, es decir, si son tomadoras o fijadoras de precios, y sobre los determinantes a la hora de establecer el precio de su principal producto. De igual manera, se trata de analizar el tipo de regla de revisión de precios que siguen las empresas colombianas: estado dependientes o tiempo dependientes, la frecuencia con que se ajustan los precios y su evolución en los últimos cinco años.

La tercera parte del formulario (preguntas 25 a 27) analiza las razones que explican los cambios en los precios, como también el tiempo que transcurre entre los choques que reciben las firmas y el ajuste de sus precios. Así mismo, se estudia el fenómeno de respuestas asimétricas a choques económicos.

La cuarta sección (preguntas 28 a 30) pregunta acerca del tipo y la relevancia de la información utilizada por las empresas a la hora de revisar los precios. Se hace especial énfasis en el efecto que tienen sobre las decisiones de precios la meta de inflación del Banco de la República y la fijación del salario mínimo.

Finalmente, la sección cinco (pregunta 31) pide a las empresas calificar la importancia de diferentes teorías económicas sobre la rigidez de los precios. Para ello se elabora un conjunto de afirmaciones, de fácil interpretación, que tratan de recoger la principal idea detrás de cada una de esas teorías.

Una vez completado el cuestionario y diseñada la muestra, se procedió a contactar a cada una de las empresas por vía telefónica, para fijar una cita entre el encargado responsable de la empresa encuestadora y aquel de la firma a entrevistar, y así poder realizar la encuesta personalmente. En el proceso de contactar telefónicamente a las empresas se le preguntó a cada empresa si su mercado objetivo era el doméstico o el externo. Las empresas que afirmaron exportar el 100% de su producción fueron descartadas, ya que el interés de la investigación radica en el proceso de fijación de precios al interior del país.

El cuestionario contiene tres tipos de preguntas. El primer grupo de preguntas busca determinar la importancia que el encuestado le atribuye a una afirmación dada. Las respuestas posibles son “1 = no importante”, “2 = poco importante”, “3 = importante”, “4 = muy importante” y “9 = no sabe / no responde”. En el análisis de resultados se presenta el promedio poblacional ponderado de todas las alternativas. De igual manera, para aquellas preguntas que lo ameritan se lleva a cabo una prueba de hipótesis de igualdad de media, para poder contrastar el hecho de que un par de opciones no sean estadísticamente iguales. Esto permite un ordenamiento de opciones.

En el segundo grupo de preguntas la firma selecciona una opción de una lista de posibilidades. Para el análisis de estos resultados se estiman proporciones poblacionales de forma tal que se puedan presentar frecuencias relativas de cada una de las preguntas. Finalmente, el último tipo de preguntas corresponde a aquellas en que se requiere una respuesta cuantitativa exacta, para las cuales se calculan medias poblacionales ponderadas.

El cálculo de las medias poblacionales estratificadas y ponderadas se realiza con base en los desarrollos presentados por Hansen, Hurwitz y Madow (1953a, 1953b) y detallados en el Anexo 5⁹. La estimación de cada media poblacional está acompañada de la estimación de la varianza poblacional correspondiente. Esta última permite llevar a cabo las pruebas de hipótesis de igualdad de media. El ponderador utilizado corresponde a los ingresos operacionales reportados por cada firma a la

⁹ Para llevar a cabo un correcto proceso de inferencia estadística, y debido a la existencia de valores omitidos en las respuestas de algunos encuestados, se empleó un procedimiento de imputación múltiple de forma tal que la base de datos con todas las respuestas a cada pregunta estuviera balanceada. Más específicamente, se empleó el método de Markov chain Monte Carlo (MCMC), el cual se detalla en el Anexo 4.

Superintendencia de Sociedades y la Superintendencia Financiera durante el año contable de 2005. El esquema de ponderación elegido permite asignarles una mayor importancia a las respuestas de las firmas con ingresos operacionales elevados dentro de cada estrato, pues, presumiblemente, sus decisiones son más relevantes dentro del nivel general de precios de la economía.

C. Condiciones económicas

Las condiciones económicas pueden afectar la percepción de los agentes y la forma como estos responden a una encuesta como la diseñada en este trabajo. Para el período durante el cual los empresarios colombianos respondieron el cuestionario (noviembre de 2007 a mayo de 2008), la economía colombiana había perdido el impulso alcanzado en los últimos años. En efecto, el promedio de crecimiento de los tres años anteriores había sido del 7%, una cifra que no se había observado desde los años que siguieron a la Segunda Guerra Mundial. En particular, un incremento del PIB como el presentado en 2007 (8,2%) solo es comparable con los observados en 1978 (8,2%) y 1949 (8,7%). A pesar del vigor del crecimiento reciente, en 2008 la economía colombiana comenzó a desacelerarse pronunciadamente y para el primer trimestre del año la cifra registrada de crecimiento anual fue de 4,1%, la mitad del crecimiento del 2007.

La desaceleración del crecimiento se dio como consecuencia de una reducción de la demanda externa, la acumulación de tensiones internas asociadas con la reducción del gasto público local, el encarecimiento de las materias primas importadas y el aumento de las presiones inflacionarias que afectaron al consumo de los hogares. Ante el aumento de la inflación, el Banco de la República cambió su postura de política monetaria desde abril de 2006. Este hecho también contribuyó a la reducción de la dinámica de la demanda interna y, en consecuencia, a la ralentización del crecimiento (Banco de la República, 2009).

IV. CARACTERIZACIÓN DEL MERCADO EN QUE OPERAN LAS FIRMAS

Las características de los mercados en los cuales operan las firmas son determinantes importantes de las políticas de fijación de precios. En este sentido, la primera sección del cuestionario inquiriere algunas de estas características, como por ejemplo, el destino de las ventas, el grado de competencia que perciben, el tipo de relación que mantienen con los clientes, el tipo de bien que producen, entre otras.

Las empresas de la población bajo estudio tienen principalmente una orientación hacia el mercado interno. Los resultados del Cuadro 3 muestran que un 81,9% de las empresas colombianas destina sus ventas al mercado interno, mientras que el 18,1% restante al externo. En el mercado externo las empresas venden en mayor proporción a países distintos de Venezuela y Estados Unidos. A nivel sectorial, para la agricultura y los productos alimenticios, los mercados locales son muy importantes, mientras que para los vehículos se observa una gran dependencia del mercado venezolano. Adicionalmente, la mayor parte de las firmas (71,6%) considera que tiene una relación de largo plazo con sus clientes en las ventas de su principal producto. La evidencia sobre el tipo de clientes que tienen las empresas es relevante; tradicionalmente se ha argumentado que la existencia de relaciones de largo plazo con los clientes puede retardar los ajustes de precios, en respuesta a choques, por parte de las firmas. A nivel sectorial, las respuestas del cuestionario muestran que este tipo de relaciones es fundamental para sectores como el de vehículos y la refinación de petróleo (+ químicos) y mucho menos importante para las empresas de productos alimenticios y agrícolas.

CUADRO 3. CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN: DISTRIBUCIÓN DE VENTAS Y RELACIONES COMERCIALES^a

CIU	Ventas domésticas (%)	Ventas EE. UU. (%)	Ventas Venezuela (%)	Ventas otros (%)	Porcentaje de ventas con clientes de largo plazo
Agricultura	97,2	0,6	0,0	2,2	77,1
Pesca	74,1	21,1	0,0	4,9	80,9
Productos alimenticios	94,9	0,5	0,3	4,3	43,9
Textiles	62,6	19,4	6,2	11,9	86,4
Prendas de vestir	73,3	2,8	14,0	10,0	86,3
Cueros	77,1	13,3	1,5	8,1	81,0
Madera y papel; edición e impresión	81,6	1,0	7,4	10,1	86,1
Refinación de petróleos; químicos	68,7	0,8	9,5	21,0	93,6
Caucho y plástico	85,1	2,3	4,6	8,0	84,3
Minerales y metalúrgicos	87,1	2,1	3,6	7,3	86,1
Productos de metal	87,8	1,4	3,1	7,7	87,9
Maquinaria y equipo	81,8	0,9	7,2	10,1	90,7
Aparatos eléctricos	63,5	0,0	12,8	23,7	86,1
Vehículos y resto de industria	48,8	1,9	40,8	8,5	93,2
Total	81,9	2,44	7,64	8,03	71,6

^a Características inferidas a partir de la muestra representativa.

Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 1: La mayor parte de las ventas realizadas por las firmas colombianas se hace en el mercado interno y con clientes que consideran de largo plazo.

La mayor parte de las empresas colombianas producen bienes finales como producto final (68,4%) y en menor proporción bienes intermedios (32,4%). Es muy reducida la producción de bienes de capital (1,3%). Esta estructura, presentada en el Cuadro 4, concuerda con la que se puede extraer de la información del Sistema de Cuentas Nacionales. Por otro lado, una característica muy importante que se obtiene de los resultados de la encuesta es que las empresas colombianas se enfrentan a un número relativamente reducido de competidores. En términos generales, ellas tienen en promedio menos de cinco competidores. De los catorce sectores económicos en que se dividieron las empresas, diez se caracterizan por tener menos de cinco competidores y los cuatro restantes tienen, de acuerdo con lo declarado por los encuestados, entre cinco y veinte competidores.

Este resultado acerca del grado de competencia que enfrentan las firmas es de la mayor trascendencia para comprender cómo ellas ajustan sus precios. En mercados altamente competitivos las firmas son más susceptibles a cambiar sus precios en respuesta a un choque, dado que el costo de oportunidad de no hacerlo a un nivel óptimo es muy alto. En contraste, el costo de oportunidad de no fijar un precio óptimo es reducido para las firmas que tienen poder de mercado. Álvarez y Hernando (2005) citan alguna literatura relevante para ilustrar la relación entre la rigidez de precios y el grado de competencia. Geroski (1992) halla que la respuesta de los precios a choques de oferta y de demanda es más rápida en industrias con un mayor grado de competencia. Algo similar encuentran Carlton (1986) y Hall *et al.* (2000), cuando afirman que las compañías que actúan en mercados con un alto grado de competencia tienden a ajustar sus precios más rápido que las empresas que enfrentan una elasticidad de demanda menor.

**CUADRO 4. CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN: BIEN PRODUCIDO,
PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA Y EXISTENCIA DE LÍDERES^a**

CIU	Pdn. bien final ^b (%)	Pdn. bien intermedio (%)	Pdn. bien capital (%)	Número medio de competidores (%)	Existencia de líderes en la industria ^c (%)	Líderes ^d
Agricultura	95,2	4,6	0,2	Entre 5 y 20	16,5	48,2
Pesca	97,6	2,4	0,0	Entre 5 y 20	55,3	100,0
Productos alimenticios	80,4	22,5	0,0	Entre 5 y 20	75,5	82,2
Textiles	14,7	85,3	0,0	Menos de 5	47,8	76,7
Prendas de vestir	99,1	0,9	0,0	Entre 5 y 20	22,6	63,0
Cueros	4,7	95,3	0,0	Menos de 5	1,2	41,8
Madera y papel; edición e impresión	39,4	60,6	0,2	Menos de 5	16,3	46,2
Refinación de petróleo; químicos	61,4	39,5	0,0	Menos de 5	52,0	82,4
Caucho y plástico	63,9	47,9	0,2	Menos de 5	45,5	84,9
Minerales y metalúrgicos	62,1	40,9	1,3	Menos de 5	49,6	12,5
Productos de metal	33,0	58,9	8,2	Menos de 5	78,6	48,8
Maquinaria y equipo	86,7	1,0	12,3	Menos de 5	65,6	17,3
Aparatos eléctricos	91,8	5,1	3,1	Menos de 5	60,3	71,2
Vehículos y resto de industria	89,1	5,4	5,7	Menos de 5	15,9	84,8
Total	68,4	32,4	1,3	Menos de 5	48,7	72,4

^(a) Características inferidas a partir de la muestra representativa.

^(b) Porcentaje de firmas dentro de cada industria dedicadas a producir cada tipo de bien.

^(c) Porcentaje de firmas dentro de cada industria que reconocen la existencia de un líder en su industria.

^(d) Porcentaje de firmas que, reconociendo la existencia de un líder en su industria, se consideran líderes en precios.

Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 2: Las firmas colombianas operan en mercados poco competidos.

En el cuestionario se pregunta por la existencia de líderes en la industria respectiva y también si la empresa encuestada se considera ella misma líder. Se trata, claro está, de medidas muy subjetivas, pero los resultados son muy interesantes. Al respecto, resulta fundamental indagar acerca de la percepción que tienen las

empresas sobre la estructura competitiva que los rodea. Las firmas que reconocen la existencia de líderes en su industria están indicando la presencia de estructuras o competencia monopolística, lo que resulta una evidencia primordial en el análisis de la formación de precios. En el total, solo el 48,7% de las firmas considera que existe un líder en su industria y el 72,4% de estas, que el líder es ella misma. Por sectores aparecen casos diferenciados. Se encuentran situaciones en las cuales una buena proporción de los dirigentes de las empresas reconoce la existencia de líderes y piensa que la empresa es líder en la industria (productos alimenticios y aparatos eléctricos). Se da también el caso en que una reducida proporción de firmas considera que existen líderes en la industria y a su vez afirman ser ellas las líderes (prendas de vestir, vehículos y resto de industria).

V. REVISIÓN DE PRECIOS

En la literatura relacionada con el tema que nos ocupa se establecen dos etapas en el proceso de fijación de los precios (Fabiani *et al.*, 2005). La primera corresponde al proceso de revisión de los precios. En esa etapa las firmas evalúan el precio que ellas eventualmente quieren fijar, verifican si es óptimo y lo contrastan con el costo que implicaría su cambio. De esta forma, al evaluar un nuevo precio la firma lo contrasta con el precio que cobra en ese momento teniendo en cuenta la información disponible. Este procedimiento implica un costo fijo de recopilación, análisis y evaluación de la información. Por esta razón, las empresas lo realizan con una periodicidad determinada o ante hechos relevantes, y no de manera continua. La segunda etapa corresponde a los cambios efectivos de los precios. En este caso también hay costos asociados (nuevas tablas de precios, etiquetas, etc.). Es de señalar que no toda revisión de los precios conlleva necesariamente un cambio de estos. A continuación se presentan los resultados de la encuesta asociados con el proceso de revisión de precios.

A. *Políticas de revisión de precios: tiempo dependiente versus estado dependiente*

Las firmas individuales adoptan dos tipos de políticas para revisar sus precios. La literatura teórica ha modelado este hecho considerando dos tipos de reglas: a) las reglas de precios tiempo dependientes y b) las reglas de precios estado dependientes. En el primer caso, las empresas realizan una revisión de sus cotizaciones en intervalos de tiempo específicos (Calvo, 1983; Fischer, 1977; Taylor, 1979, 1980). Esto

lleva a que, ya sea que se trate de un proceso determinístico de ajuste de precios a la Taylor o estocástico a la Calvo, las firmas revisen sus precios periódicamente, con lo cual el intervalo de revisión de precios es exógeno y no depende del estado de la economía. En contraste, las empresas que siguen una regla estado dependiente revisan sus precios en función del estado de las variables económicas que los afectan. En consecuencia, un choque de gran magnitud las lleva a una revisión de sus precios. Una justificación estándar de este tipo de ajuste discontinuo de precios es la existencia de costos fijos asociados a su cambio (Sheshinski y Weiss, 1977).

Ante un choque en la economía, los dos tipos de políticas de revisión de precios tienen implicaciones diferentes para la evolución del sector real. Las firmas que siguen una política estado dependiente revisarán sus precios inmediatamente después del choque. No es el caso para las empresas que se guían por una política tiempo dependiente, las cuales siguen estrictamente su regla y, por lo tanto, deben esperar hasta su próxima fecha de revisión. En este caso habría una rigidez mayor de los precios. Es claro que en cada situación los efectos de la política monetaria serán diferentes. De ahí la importancia de discernir qué tipo de comportamiento domina en la economía.

Con base en el cuestionario (pregunta 18 del Anexo 3), se diferencian las empresas que efectúan revisiones de precios que se puedan catalogar bien sea como tiempo dependientes o como estado dependientes. Sin embargo, existen otras posibilidades que también se consideran, como las empresas que siguen una regla tiempo dependiente pero en momentos de turbulencia económica revisan sus precios; en otras palabras, las que siguen estrategias mixtas. Los resultados señalan que 19,1% de las empresas revisan el precio de su principal producto diariamente y 27,7% lo revisan en intervalos fijos de tiempo. Solo 9,4% lo revisan cuando se presenta un choque económico y 43,8% emplean las dos reglas (Cuadro 5). Estas últimas empresas usualmente revisan sus precios en intervalos predeterminados de tiempo, pero ante la ocurrencia de un choque significativo cambian a una política estado dependiente.

La depuración de la información permite una visión más completa del problema. Como se observa en el Gráfico 1, en períodos en que la economía se encuentra en calma (condiciones normales), la mayoría de las empresas colombianas (71,5%) revisan sus precios de acuerdo con una regla tiempo dependiente, mientras que el 28,50% solo lo hacen cuando consideran que la economía está sujeta a algún tipo de choque. Lo anterior indica que en condiciones económicas normales existen empresas estado dependientes aun cuando los estados no estén cambiando, sino que

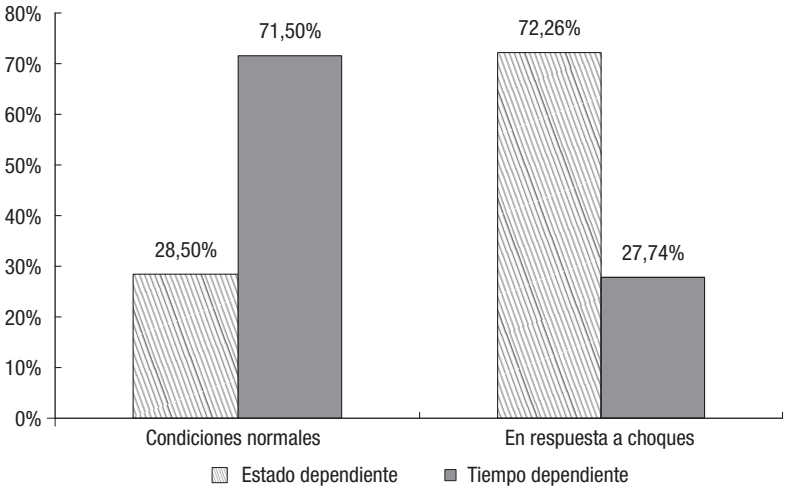
CUADRO 5. ESQUEMA DE REVISIÓN DE PRECIOS

Esquema de revisión	Frecuencia	Frecuencia relativa (%)
Revisión diaria	883	19,1
Intervalos fijos de tiempo	1.283	27,7
Intervalos fijos y en respuesta a un evento	2.025	43,8
En respuesta a un evento	436	9,4

Fuente: elaboración propia.

su decisión de revisar precios es contingente según la existencia de choques. Por otro lado, cuando efectivamente se presentan perturbaciones, se afecta el proceso de revisión de precios y algunas de las empresas tiempo dependientes cambian a una regla estado dependiente. En este caso, un 72,2% de las empresas siguen una regla estado dependiente y solo un 27,7% se mantiene en la regla tiempo dependiente. Este perfil de comportamiento permanece si se dividen las empresas en grandes y no grandes (Gráfico 2). Por su parte, la división por sectores muestra algunos resultados diferentes (Gráfico 3). Es así como en sectores no industriales, agricultura y pesca, la fracción de firmas que siguen una regla tiempo dependiente no presenta un cambio radical, aun a pesar de los choques. Y en tiempos normales, son muy utilizadas las reglas de revisión estado dependientes, de forma tal que frente a perturbaciones, el cambio hacia reglas estado dependientes es menos marcado que en los sectores industriales.

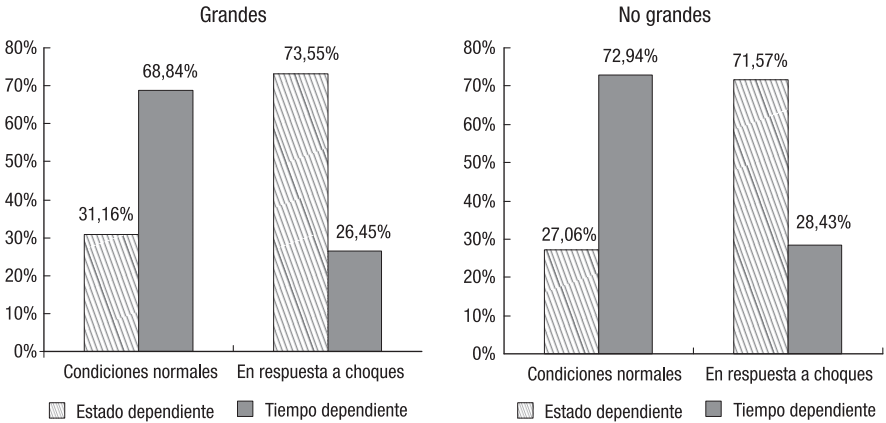
**GRÁFICO 1. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



Fuente: elaboración propia.

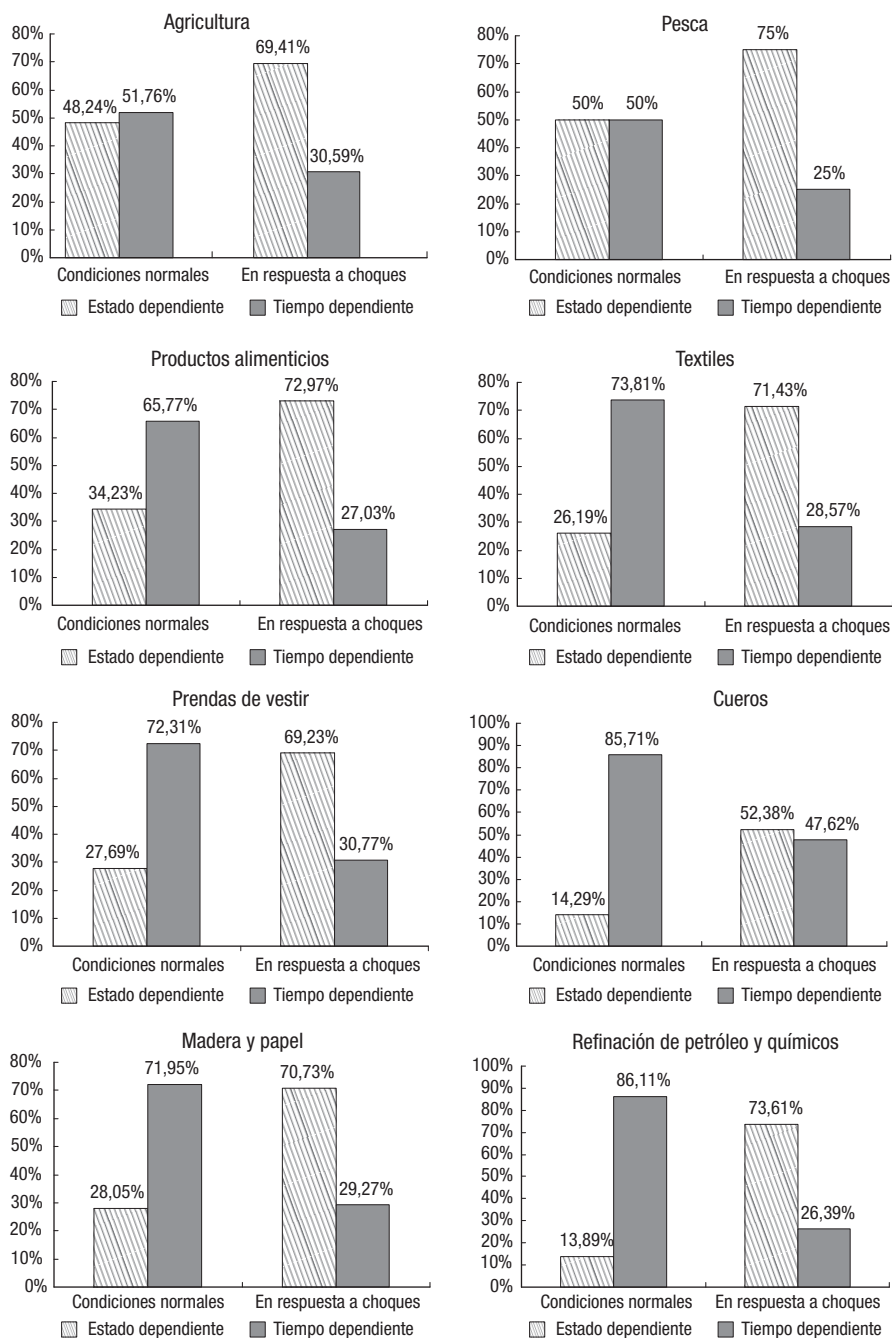
Hecho estilizado 3: Las firmas colombianas emplean tanto reglas estado dependientes como tiempo dependientes en la revisión de sus precios. En condiciones normales de la economía, la mayoría de las firmas siguen reglas tiempo dependientes. En momentos de turbulencia económica, las firmas cambian a reglas estado dependientes.

**GRÁFICO 2. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS SEGÚN TAMAÑO DE LAS FIRMAS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



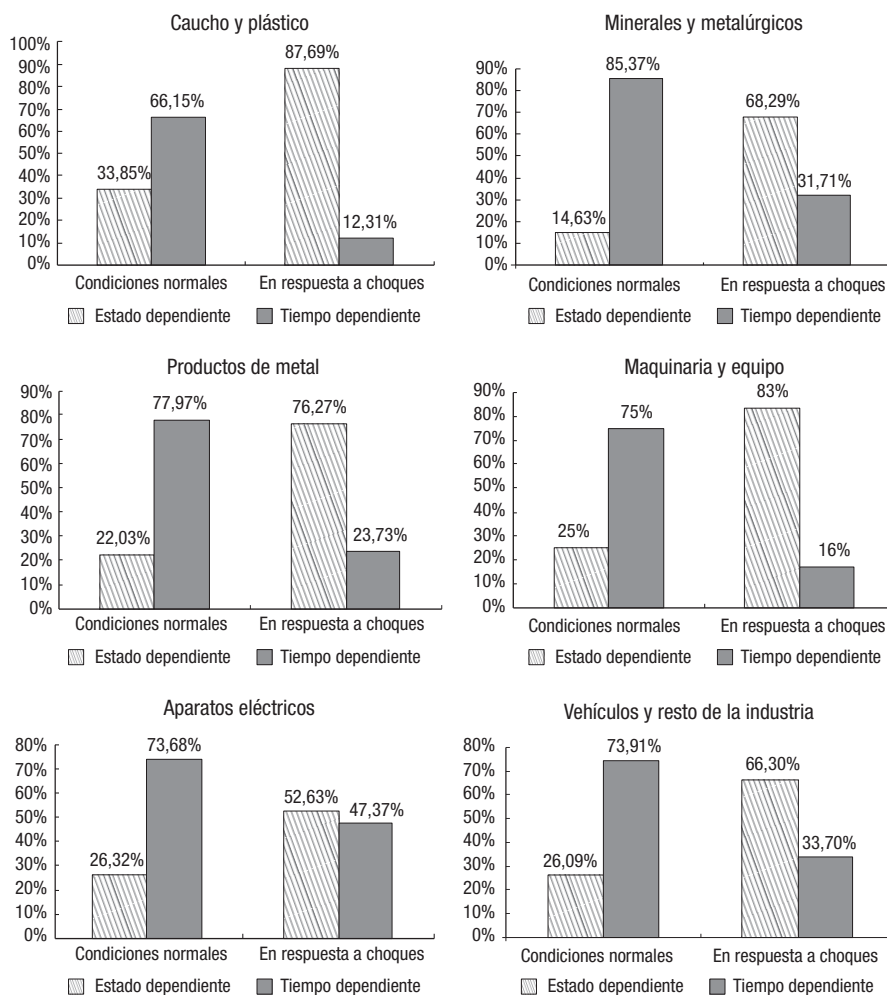
Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO 3. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS SEGÚN SECTORES ECONÓMICOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)



(Continúa)

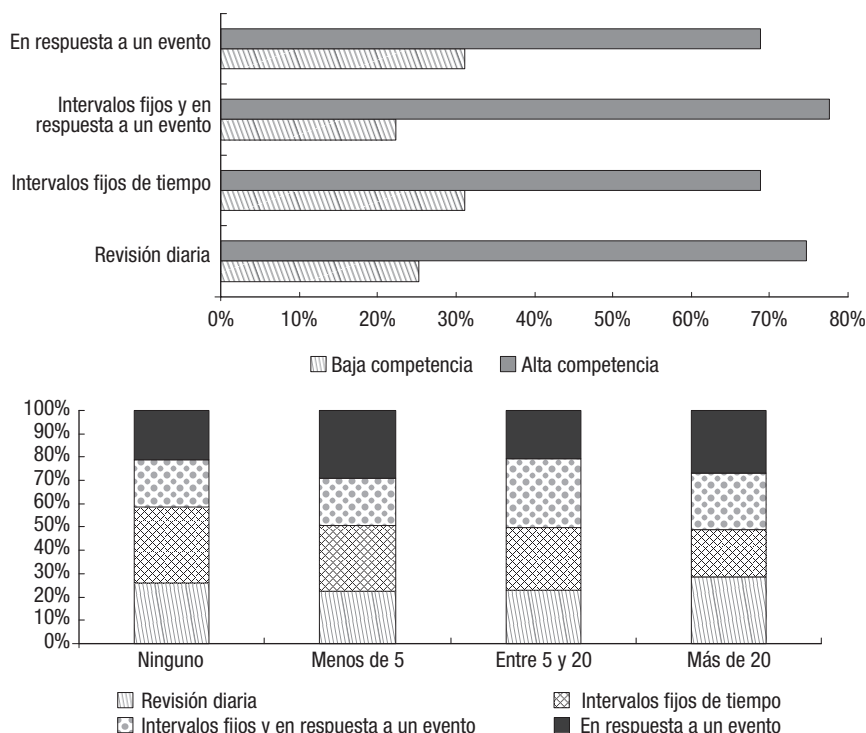
GRÁFICO 3. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS SEGÚN SECTORES ECONÓMICOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS) (continuación)



Fuente: elaboración propia.

Si se tiene en cuenta dentro del análisis el número de competidores reportado por los encuestados, se encuentra un resultado interesante. Aquellas empresas que perciben una elevada competencia en su industria emplean reglas estado dependientes (Gráfico 4). Este resultado es consistente con la idea de que, frente a cambios en las condiciones económicas, las empresas que enfrentan un mayor número de competidores reaccionan de forma más rápida.

GRÁFICO 4. ESQUEMA DE REVISIÓN DE PRECIOS *VERSUS* PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA
(PORCENTAJE DE FIRMAS)



Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 4: Los sectores económicos con menor grado de competencia tienden a revisar precios a intervalos fijos de tiempo, mientras que los sectores más competidos reaccionan a eventos específicos.

B. Conjunto de información utilizada en la revisión de precios

Un elemento muy importante en la estrategia de fijación de precios por parte de las empresas, es el conjunto de información que ellas utilizan cuando toman sus decisiones al respecto. En particular, la existencia de empresas fijadoras de precios que miran hacia adelante es un elemento central de los modelos neokeynesianos utilizados en el análisis de política monetaria, en los cuales se enfatiza la racionalidad de las expectativas de los agentes económicos. A pesar de su éxito teórico, los modelos con curvas de Phillips neokeynesianas no logran replicar el suavizamiento observado en el comportamiento de los precios. Esto ha llevado a la especificación

de curvas de Phillips híbridas que contienen reglas arbitrarias (*rule-of-thumb*) y reglas basadas en el comportamiento pasado de los precios. En otras palabras, las firmas pueden fijar sus precios no solo observando los pronósticos y la información presente de las variables relevantes, sino también la información del pasado de las mismas variables. En estos casos, las desviaciones de los comportamientos optimizadores generan una fuente adicional de suavizamiento en la respuesta de la inflación a diferentes choques.

Para examinar este aspecto, se indaga en el cuestionario acerca de la información que utilizan las empresas a la hora de revisar sus precios y se les pregunta adicionalmente por la importancia que le atribuyen a la información pasada, presente o futura. La inflación se trata como una componente individual dentro del conjunto total de información (pregunta 28).

En el Gráfico 5 se presentan los resultados relacionados con la información empleada por las empresas colombianas en la revisión de sus precios. Como se observa, la información presente y futura es la más importante para ellas. Si las empresas son grandes, es mucho mayor la importancia concedida a la información esperada de las variables relevantes. No es el caso de las empresas no grandes que le confieren una mayor importancia relativa a la información presente. A nivel sectorial se observa que tanto para la agricultura como para la industria la información presente tiene una mayor relevancia. Por su parte, en la pesca, la información futura compite en jerarquía con la información presente.

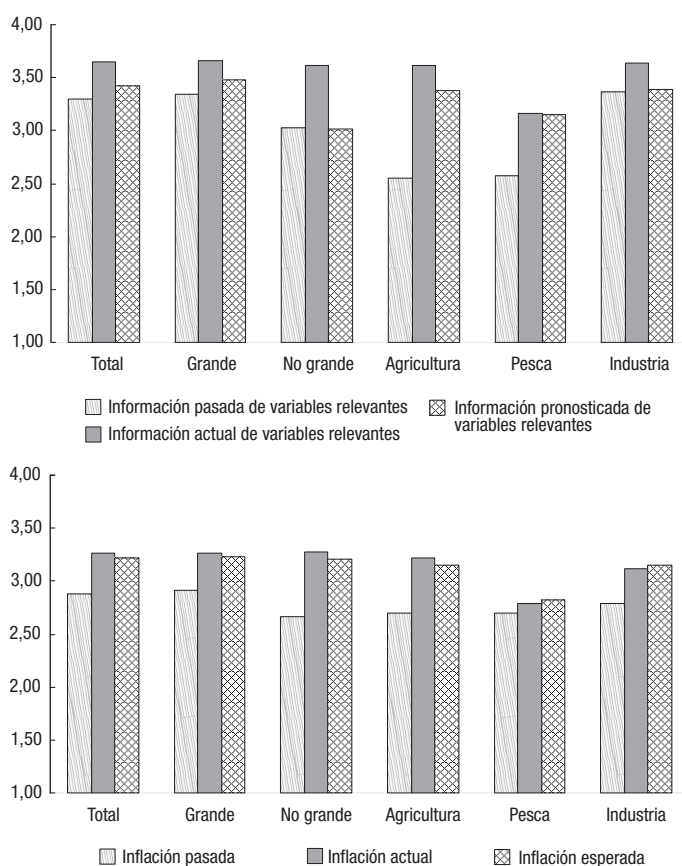
Tanto la inflación presente como la esperada son importantes para la revisión de precios por parte de las firmas colombianas. Esto es cierto si se miran las empresas tanto por tamaño como por sectores. Sin embargo, en términos relativos, la segunda es más importante que la primera en el caso de la industria y la pesca.

Cuando los empresarios le confieren menor importancia a la información pasada, se observa que las reglas arbitrarias o las reglas de indexación no son la estrategia de fijación de precios seguida por ellos. Esta evidencia sugiere que los precios fijados por las empresas no se desvían sustancialmente de los precios óptimos ante un choque que afecte la economía colombiana.

Por otro lado, en la encuesta se indaga la importancia atribuida a la meta de inflación y al salario mínimo en la revisión de precios. A los encuestados se les pide que califiquen el grado de importancia de cada variable (preguntas 29 y 30). Los resul-

tados reportados en el Gráfico 6 corresponden a las dos variables medidas simultáneamente en la misma barra, donde el cero divide la importancia dada a cada una. En el total se observa que las dos variables son importantes para las firmas, aunque la meta de inflación podría tener un mayor interés. Para las empresas grandes es más importante la meta de inflación que el salario mínimo, mientras que para las no grandes es más relevante el salario mínimo. Es notorio el contraste que existe entre los sectores con relación al valor que le confieren a esas variables. Mientras que en la agricultura los empresarios consideran de similar importancia las dos variables, para la industria es más importante la meta de inflación. Los empresarios de la actividad pesquera le confieren menos importancia que los otros sectores a las dos variables referidas.

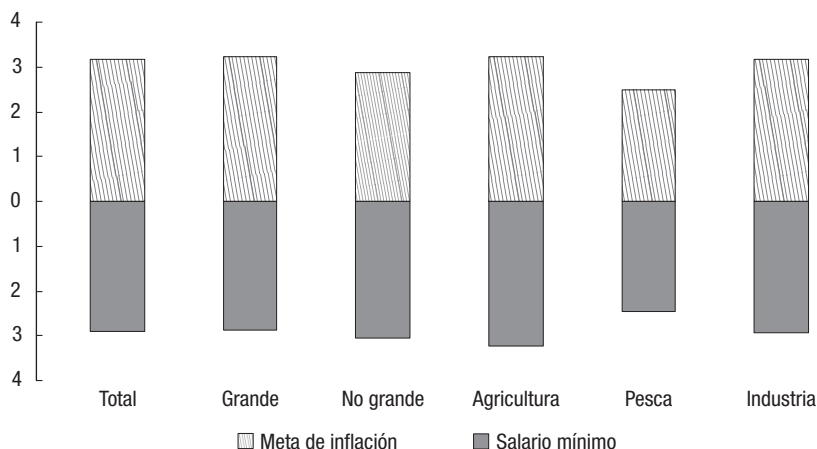
**GRÁFICO 5. INFORMACIÓN EMPLEADA PARA REVISAR PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO)**



Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 5: A la hora de revisar los precios, las empresas colombianas consideran igualmente importante el desempeño actual y el esperado de la inflación, así como de otras variables relevantes dentro de la actividad productiva. En este sentido, las firmas presentan comportamientos *forward-looking* en sus decisiones de precios.

GRÁFICO 6. IMPORTANCIA DE LA META DE INFLACIÓN Y EL SALARIO MÍNIMO EN LA TOMA DE DECISIONES SOBRE PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)



Fuente: elaboración propia.

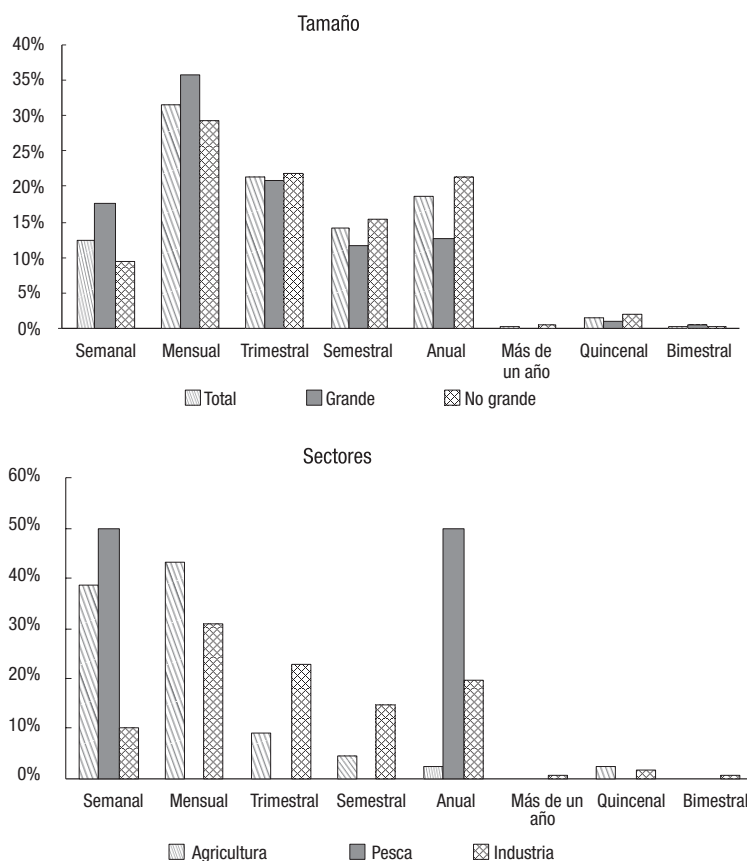
Hecho estilizado 6: Las firmas colombianas consideran la meta de inflación del Banco de la República y el salario mínimo como factores importantes a la hora de revisar sus precios. Las empresas grandes le atribuyen una mayor importancia a la meta de inflación, mientras que las empresas no grandes le dan una mayor importancia al salario mínimo.

C. ¿Cada cuánto tiempo las firmas revisan sus precios?

A las firmas que siguen una regla de revisión de precios tiempo dependiente se les pregunta adicionalmente por la frecuencia con la cual cotejan sus precios (pregunta 19). Los resultados que se reportan en el Gráfico 7 muestran que una alta proporción de las empresas revisan sus precios mensualmente (alrededor del 32%), mientras que una buena parte de las firmas hace lo propio trimestralmente (22% aproximadamente). Les siguen en importancia las revisiones de precios semestral y anual.

Es muy reducido el fragmento de empresas que chequean sus precios en intervalos superiores a un año. Las empresas grandes siguen el mismo patrón de revisión de precios; sin embargo, en las empresas no grandes gana importancia la proporción de firmas que revisan sus precios semanalmente, frente a las revisiones semestrales y anuales. Estos resultados contrastan con los observados, por ejemplo, en la eurozona, donde en la mayoría de los países las firmas revisan sus precios como máximo tres veces al año, cifra que corresponde a un 57% para la región como un todo. Además, en estos países las empresas pequeñas revisan menos frecuentemente sus precios y para explicar este comportamiento arguyen que el costo de esa revisión para empresas con poco personal puede resultar muy oneroso (Fabiani *et al.*, 2005).

**GRÁFICO 7. FRECUENCIA EN LA REVISIÓN DE PRECIOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



Fuente: elaboración propia.

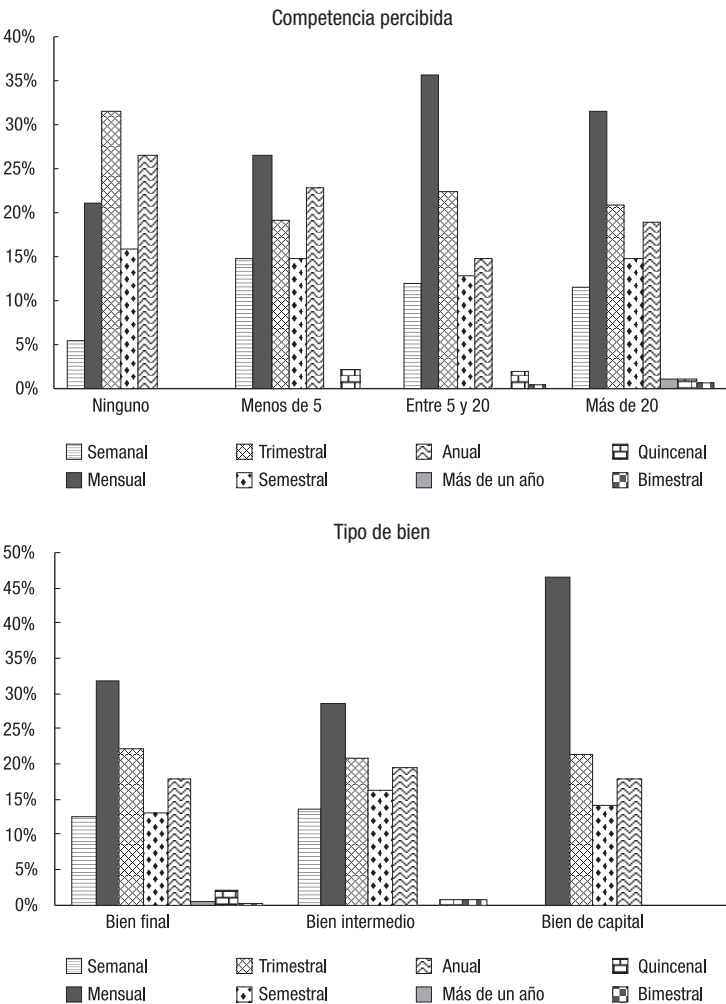
Algunas diferencias significativas aparecen si se consideran los sectores económicos por separado. Las firmas del sector agricultura revisan sus precios más frecuentemente que las industriales. En las primeras, priman las revisiones semanales y mensuales, mientras que las empresas industriales revisan sus precios mensual y trimestralmente. En las firmas pesqueras se observan dos casos extremos de revisión anual o semanal.

Hecho estilizado 7: Aquellas firmas que revisan sus precios en intervalos fijos de tiempo, lo hacen en su mayoría mensual o trimestralmente. Las firmas grandes revisan sus precios con mayor frecuencia que aquellas consideradas no grandes. Por su parte, las empresas agrícolas revisan sus precios más frecuentemente que aquellas de la industria.

Por otro lado, los resultados del Gráfico 8 muestran que las firmas que enfrentan un mayor grado de competencia revisan más frecuentemente sus precios. Las empresas que no tienen competencia los revisan trimestral y anualmente. Si se examinan los resultados desde el punto de vista del destino económico y este se relaciona con la frecuencia de revisión de los precios (Gráfico 8), aparecen también algunas diferencias importantes. La revisión de precios en el sector que produce bienes de capital se hace en una muy alta proporción de manera mensual (47%); en los sectores productores de bienes finales e intermedios también esa frecuencia predomina, pero es menos marcada su importancia relativa. Hay que señalar que la alta frecuencia de la revisión de los precios de los bienes de capital es un resultado sorprendente para un tipo de bien que se caracteriza por tener un alto costo unitario.

Hecho estilizado 8: La mayoría de las firmas colombianas revisan sus precios de forma mensual, independientemente del tipo de bien que fabriquen. Por su parte, las firmas que perciben poca competencia revisan sus precios cada tres meses, mientras que las firmas con elevados niveles de competencia revisan sus precios mensualmente.

GRÁFICO 8. RELACIÓN ENTRE LA FRECUENCIA EN LA REVISIÓN DE PRECIOS, LA COMPETENCIA Y EL TIPO DE BIEN (PORCENTAJE DE FIRMAS)



Fuente: elaboración propia.

VI. CAMBIO DE PRECIOS

Las revisiones de precios no implican necesariamente su cambio; es posible que el diferencial entre el precio vigente y el óptimo sea inferior al costo de efectuar el cambio. En esta sección exploramos los determinantes de la fijación de los

precios por parte de las empresas. En particular, se investiga si las firmas siguen una regla de margen de ganancia para fijar sus precios, si las empresas discriminan sus precios y, en particular, si lo hacen de acuerdo con el mercado en el que están vendiendo su producto. Por último, se indaga acerca de la frecuencia de los cambios de precios y la relación entre los cambios y las revisiones de precios.

A. *¿Cómo establecen las firmas los precios?*

1. *Esquema de fijación de precios*

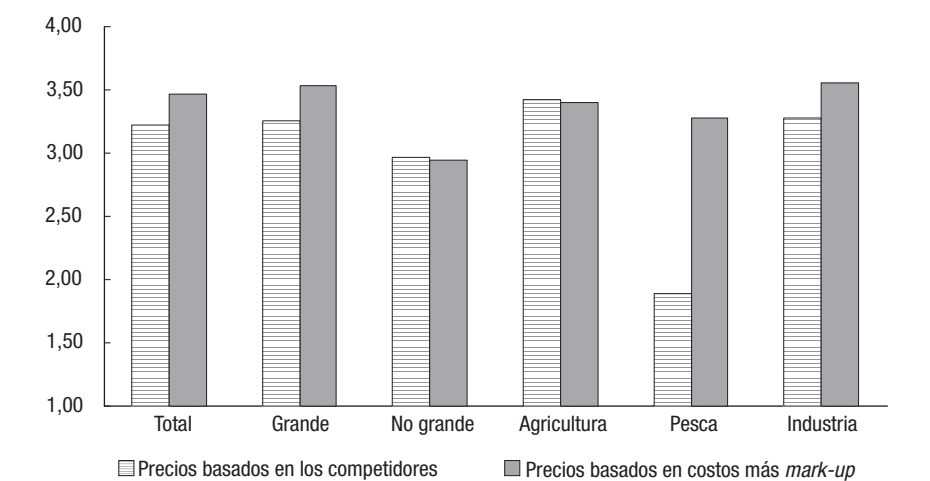
Un resultado estándar de los modelos de competencia imperfecta es que, bajo ciertas condiciones, las firmas fijan un precio que representa un margen sobre el costo marginal. Según este esquema, las firmas conservan un espacio que les permite mantener el precio, si se presentan variaciones en los costos. Por el contrario, en el caso de competencia perfecta, todas las firmas que pertenecen a un mercado determinado fijan sus precios en el nivel único en el cual ese mercado se vacía. En este caso no hay un margen sobre costos y el precio es igual al costo marginal.

Con el fin de profundizar en este aspecto para el caso de las firmas colombianas, en el cuestionario se les pregunta a los empresarios por la importancia que tienen las estrategias de fijación de precios basados en los precios de los competidores o en los costos más un margen de ganancia (pregunta 24). Los resultados en el Gráfico 9 muestran que para el total de las empresas colombianas la estrategia de fijación de precios más importante es la de precios basados en los costos, más un margen. Sin embargo, la diferencia no es visualmente muy importante, pues son de tamaño similar las barras que representan la importancia concedida a la estrategia de precios basados en los de los competidores y la de precios basados en los costos más un margen. Con el fin de discernir el punto, se realizó una prueba estadística para examinar si las medias respectivas son o no diferentes. El resultado de la prueba de medias se presenta en el Cuadro 6. Según la prueba, las medias reportadas, aunque son numéricamente diferentes, estadísticamente no lo son al 5%. Esto quiere decir que en realidad las dos estrategias son igualmente importantes en el caso colombiano.

Para las firmas grandes es más nítida la diferencia y claramente domina la estrategia de fijación de precios basados en un costo más un margen. No es el caso para las empresas no grandes, para las cuales las dos estrategias son igualmente importantes. En el sector de la agricultura las dos estrategias son igualmente importantes, mientras que en la pesca y la industria manufacturera domina la estrategia de precios basada en los costos más un margen de ganancia.

Por último, se relaciona la estrategia de fijación de precios con la percepción de competencia que tienen las empresas (Gráfico 10). El resultado muestra que en un entorno altamente competitivo las firmas son esencialmente tomadoras de precios, mientras que si el entorno es de baja competencia, las firmas utilizan la estrategia de costos más un margen de ganancia. La relación negativa entre la fracción de firmas que siguen una estrategia de margen sobre costos y el grado de competencia ha sido encontrada en otros países (véanse, por ejemplo, Fabiani *et al.*, 2005).

GRÁFICO 9. ESTRATEGIA DE FIJACIÓN DE PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO)



Fuente: elaboración propia.

CUADRO 6. ESTRATEGIA DE FIJACIÓN DE PRECIOS

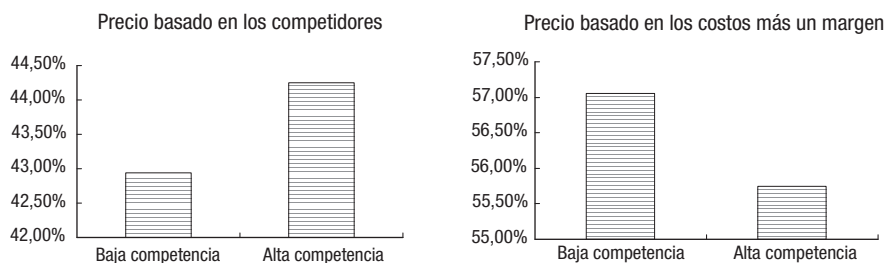
	Puntaje promedio*	Porcentaje importante
Precio basado en los competidores	3,22	73,03
Precio basado en los costos más margen	3,46	93,26

* Las medias no son estadísticamente diferentes al 5%. Valor-p = 0,86.

Fuente: cálculo de los autores.

Hecho estilizado 9: En general, las empresas colombianas siguen estrategias de fijación de precios basados tanto en los costos más un margen de ganancia como en los precios de los competidores. Las firmas grandes actúan en su mayoría en mercados no competitivos, mientras que las medianas y pequeñas son tomadoras de precios.

**GRÁFICO 10. ESQUEMA DE FIJACIÓN DE PRECIOS Y PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



Fuente: elaboración propia.

2. Discriminación de precios

Por diferentes razones, las firmas están interesadas en efectuar alguna forma de discriminación de precios, un fenómeno que ha sido analizado en la literatura sobre organización industrial. En dicha literatura, la discriminación se define como el evento en el cual dos unidades de un mismo bien físico son vendidas a precios diferentes, ya sea a un mismo consumidor o a consumidores distintos. Con este comportamiento no lineal las empresas obtienen un mayor beneficio que si fijaran un precio uniforme en los diferentes mercados (Tirole, 1985).

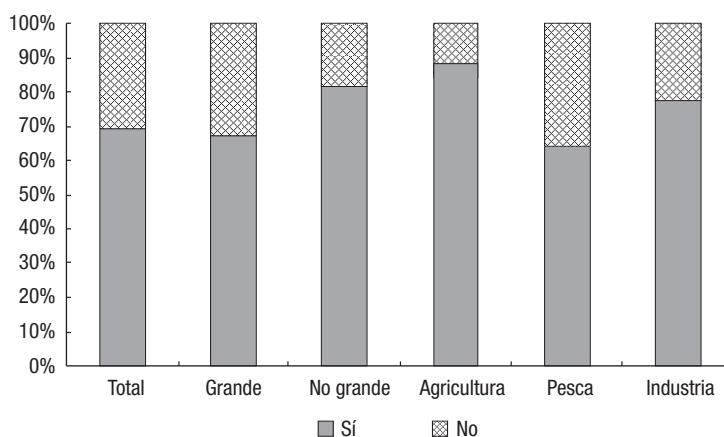
Con el fin de indagar sobre la discriminación de precios por parte de las empresas colombianas, en el cuestionario se interroga a los empresarios acerca de la posibilidad de tener precios diferentes para los compradores del principal producto de la firma (pregunta 11). Los resultados del Gráfico 11 señalan que se puede rechazar con certeza la utilización de un esquema de precio uniforme, como una regla general para describir el comportamiento en la fijación de precios de las firmas colombianas. Como se observa en el gráfico, la mayoría de las empresas (alrededor del 70%) siguen un esquema de discriminación de precios.

Si se tienen en cuenta el tamaño de las empresas y los sectores económicos, aparecen algunas relaciones claras en cuanto a la discriminación de precios (Gráfico 11). Este comportamiento es más marcado en las empresas no grandes (81% de las empresas) y en aquellas del sector de la agricultura (89% aproximadamente) y en menor proporción en la industria (78%). Por otro lado, aparece una relación entre la discriminación de precios y el grado de competencia (Gráfico 12). Se observa que

a medida que la competencia aumenta, la discriminación de precios también crece, aunque se observa un leve descenso para las empresas que tienen más de veinte competidores.

La discriminación de precios puede tomar diversas formas: el precio puede ser diferente según el tipo de cliente, el área geográfica en la cual se vende el producto y el número de unidades que se vendan, entre otros. En este sentido, a los empresarios también se les pide que califiquen la importancia de las razones por las cuales discriminan sus precios. Los resultados señalan el volumen de ventas como la razón más importante para discriminar precios, seguido de cerca por el hecho de que se trate de mercados locales (Gráfico 13).

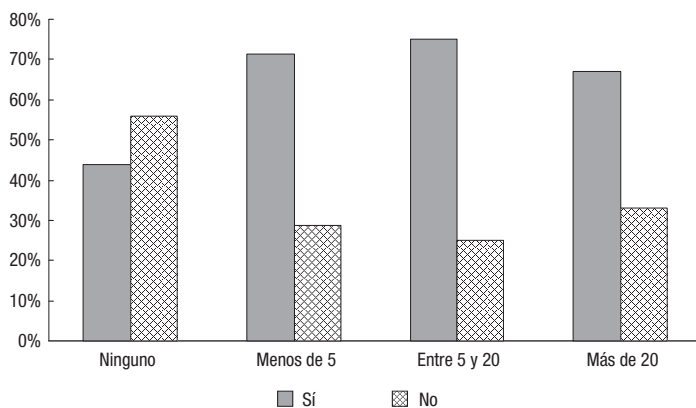
GRÁFICO 11. DISCRIMINACIÓN DE PRECIOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)



Fuente: elaboración propia.

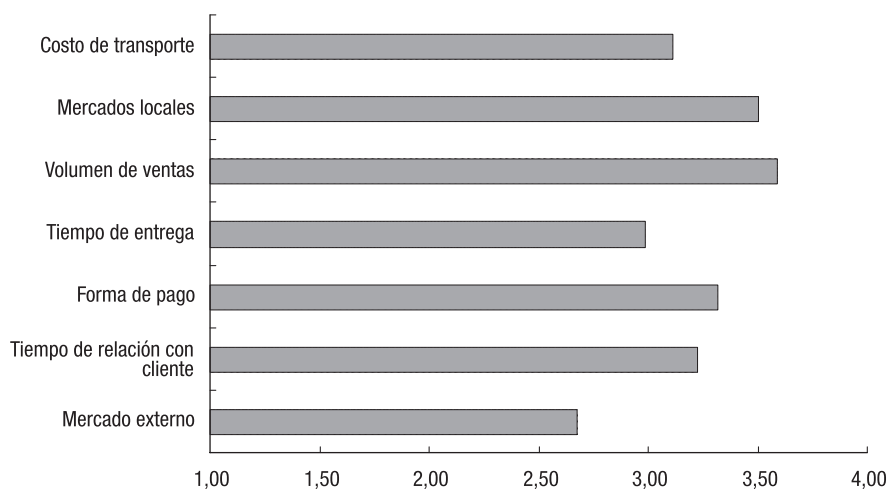
Hecho estilizado 10: La discriminación de precios es una práctica común en las empresas colombianas.

**GRÁFICO 12. DISCRIMINACIÓN DE PRECIOS Y PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICO 13. DETERMINANTES DE LA DISCRIMINACIÓN ENTRE COMPRADORES
(PUNTAJE PROMEDIO)**



Fuente: elaboración propia.

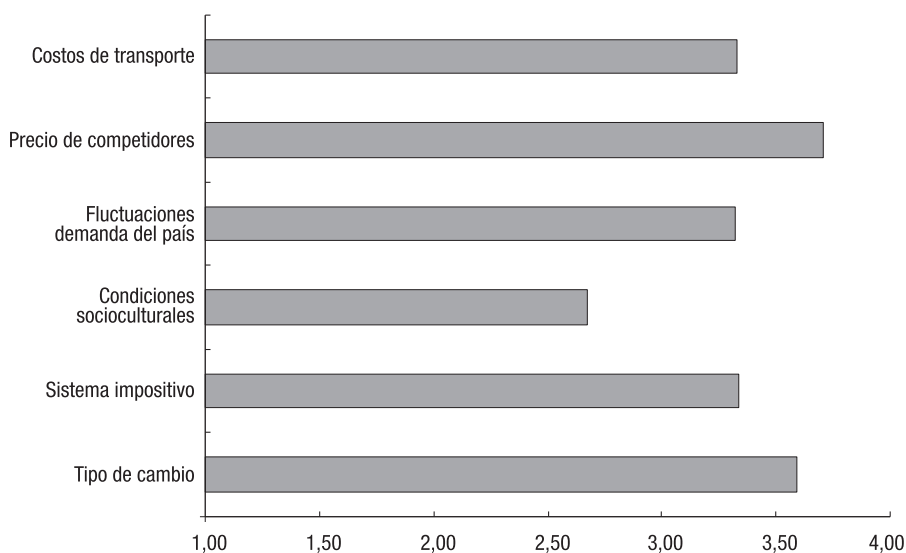
3. Pricing to market

Fabiani *et al.* (2005) señalan que la ley de un solo precio estipula que, teniendo en cuenta el ajuste por tasa de cambio, los precios de un producto deben ser los mismos

en todos los mercados. Los estudios empíricos, sin embargo, rechazan la validez de esta hipótesis en el corto plazo. Una explicación de este resultado es que los costos de transacción entre mercados geográficos diferentes son tan altos que permiten la discriminación de los precios entre países. En la literatura este fenómeno se conoce como fijación de precios de acuerdo con el mercado (*pricing to market*).

La economía colombiana no es particularmente abierta al comercio internacional. Esto explica que esta última no sea una de las razones principales que expliquen la discriminación de precios, como se observó en la sección anterior¹⁰. Sin embargo, el Gráfico 14 muestra que cuando se presenta discriminación por mercado externo, los empresarios lo hacen por dos razones fundamentales: el precio de los competidores y el tipo de cambio. A este resultado se llegó interrogando a los empresarios sobre cuáles son las razones que explican la discriminación de precios entre el mercado interno y el externo (pregunta 13).

**GRÁFICO 14. DETERMINANTES DE LA DISCRIMINACIÓN ENTRE MERCADOS EXTERNOS E INTERNOS
(PUNTAJE PROMEDIO)**



Fuente: elaboración propia.

¹⁰ Es importante recordar que la población bajo estudio no incluye a exportadores netos, es decir, aquellos empresarios que venden toda su producción en el exterior. Por lo tanto, se debe tener precaución con la interpretación de los resultados presentados en esta sección.

B. Frecuencia en el cambio de precios

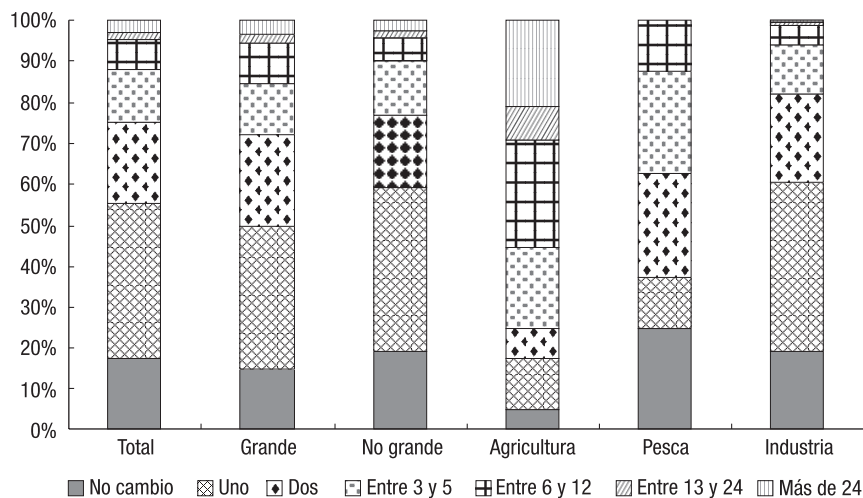
Una medida del grado de rigidez de los precios en una economía está dada por el número de veces que se cambia el precio de un bien en un año o, en otras palabras, por el período de tiempo transcurrido entre dos cambios consecutivos del precio de ese producto. Una aproximación a esta medida es fundamental para mejorar los modelos macroeconómicos que soportan la política monetaria.

En el cuestionario se interroga a los empresarios con relación al número de veces que han cambiado el precio del principal producto en el último año (pregunta 20). Las respuestas al cuestionario indican que, en promedio, la frecuencia relativa de los cambios de precio es baja (Gráfico 15). La mayoría de las empresas cambian el precio una vez al año (38%) y un 75% lo cambia como máximo dos veces. Si se tiene en cuenta el tamaño de las firmas, se mantiene esta estructura, con una preponderancia de un cambio en el precio al año. Las empresas no grandes, de acuerdo con los resultados, cambian el precio de su principal producto, incluso menos frecuentemente que las empresas grandes. En los diferentes sectores económicos, se observan distintos comportamientos. Por ejemplo, las empresas de la industria cambian sus precios con mucha menos frecuencia que las de los sectores agropecuario o pesquero. En estas dos últimas predominan los cambios más frecuentes. Con este comportamiento se puede afirmar que en relación con los cambios de precios, las actividades primarias son más flexibles que las que agregan más valor.

Hecho estilizado 11: El 38% de las firmas colombianas cambian de precios una sola vez al año. El 75% de las firmas cambia su precio como máximo dos veces al año. Las industrias del sector primario son más flexibles que las del sector secundario.

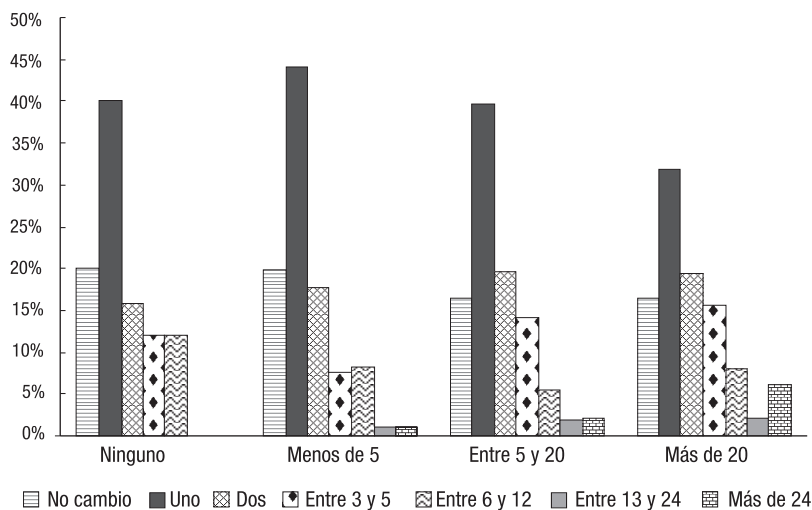
En el Gráfico 16 se relaciona la frecuencia de los cambios en los precios con la estructura de competencia en la cual se desenvuelven las empresas. Los resultados permiten concluir que a medida que el número de competidores aumenta, disminuye la proporción de firmas que realiza un único cambio de precios al año. Por su parte, a medida que las firmas enfrentan más competidores, una mayor fracción de encuestados asegura que debe cambiar el precio al menos dos veces al año. Una situación similar se percibe con aquellas firmas que cambian más de veinticuatro veces al año el precio de su principal producto.

**GRÁFICO 15. NÚMERO DE CAMBIOS DE PRECIOS EN EL ÚLTIMO AÑO
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICO 16. CAMBIO DE PRECIOS *VERSUS* NÚMERO DE COMPETIDORES
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**

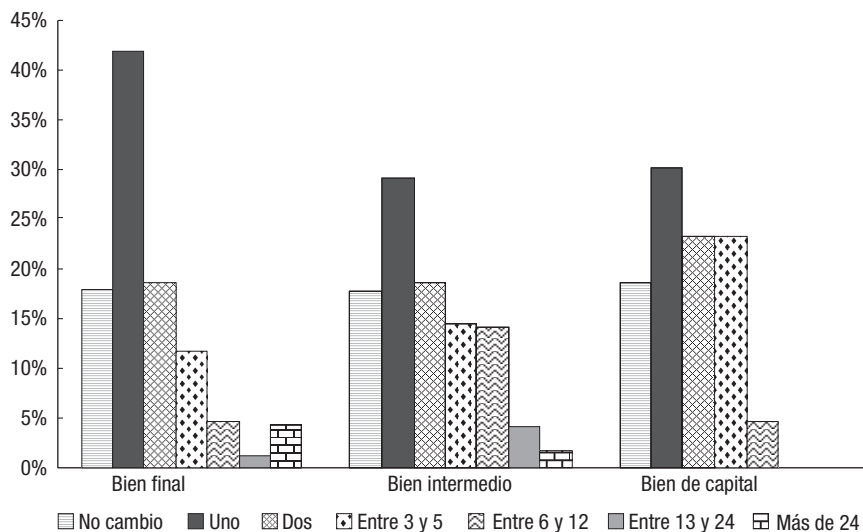


Fuente: elaboración propia.

Si se clasifican las firmas de acuerdo con el destino económico de su principal producto y se relaciona este resultado con el número de veces que la firma cambia

el precio de ese bien (Gráfico 17), se encuentra que las empresas que producen bienes finales cambian sus precios menos frecuentemente. En este caso, predomina ampliamente un único cambio de precio al año (42%); en los otros casos ganan importancia dos cambios y entre dos y cinco cambios al año.

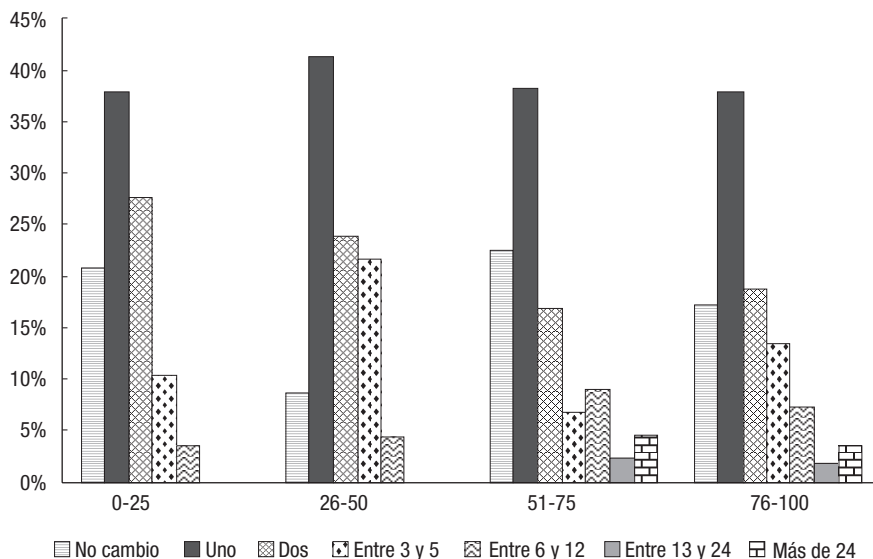
GRÁFICO 17. CAMBIO DE PRECIOS POR TIPO DE BIEN
(PORCENTAJE DE FIRMAS)



Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 12: Las firmas cuya producción está orientada al mercado interno son más flexibles a la hora de modificar sus precios que aquellas cuya producción se vende principalmente en el exterior. Por su parte, las firmas que producen bienes finales son menos flexibles que las firmas que producen bienes intermedios y de capital.

GRÁFICO 18. CAMBIO DE PRECIOS *VERSUS* EL PORCENTAJE DE VENTAS DOMÉSTICAS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)



Fuente: elaboración propia.

1. Cambio en el ajuste de precios en los últimos cinco años

La frecuencia de ajuste de los precios puede modificarse de acuerdo con la fase del ciclo en que se encuentre la economía. La existencia o no de presiones de demanda y la forma como las autoridades económicas hagan frente a estas situaciones afectan de manera directa este mecanismo. En la presente década, con la implementación de la estrategia de metas de inflación se logró una inflación más baja, más estable y predecible. Sin embargo, en el momento en que se llevó a cabo la encuesta habían aumentado las presiones inflacionarias, como se reportó anteriormente; esto se dio en buena medida como una consecuencia del dinamismo de la demanda interna, del incremento en el precio de la energía y del encarecimiento de algunas materias primas, en parte contrarrestado por la revaluación del peso.

La reducción de la inflación en la primera parte de la década pudo reducir la necesidad de cambios de precios más frecuentes; lo contrario se debe dar si la inflación aumenta, como en el período más reciente en el cual se llevó a cabo la encuesta. En términos generales, los últimos años se enmarcan como una época de gran dina-

mismo en la economía internacional, con innovaciones tecnológicas y movimientos de bienes, servicios y capitales, y con capacidad de afectar la manera en que los empresarios fijan sus precios.

Teniendo en cuenta la importancia de medir si los empresarios han modificado su comportamiento en relación con el número de cambios en los precios, a los encuestados se les preguntó si la frecuencia en los ajustes de precios había cambiado en los últimos cinco años, previos a la realización de la encuesta (pregunta 21). Se escogió el período teniendo en cuenta que ese es el lapso que se ha calculado en varios trabajos como el correspondiente a la longitud promedio de un ciclo completo de la economía colombiana (Arango, Jalil, Arias y Flórez, 2007). A los encuestados se les dio la posibilidad de precisar la dirección del cambio.

Las respuestas de los empresarios sugieren que la frecuencia en la fijación de los precios sí ha cambiado (Gráfico 19). La mayoría piensa que la frecuencia ha aumentado, algunos que ha disminuido y otros que se han presentado los dos eventos. Si se piensa en la división por empresas grandes y no grandes, se observa que en las no grandes una mayor proporción de firmas considera que ha disminuido la frecuencia del ajuste de los precios. En las grandes se observa lo contrario. En la industria y la agricultura la frecuencia del ajuste de los precios se ha modificado al alza.

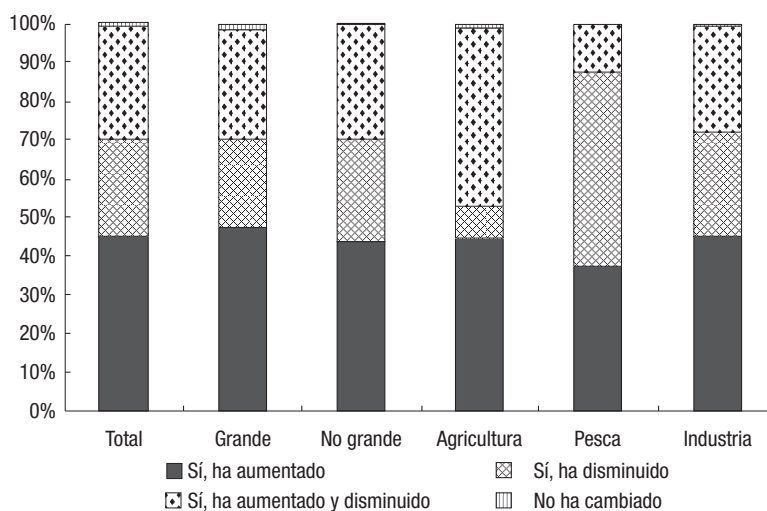
Las principales razones de los cambios en la frecuencia de los ajustes de los precios son, en el orden de importancia dado por los encuestados, la mayor volatilidad de los precios de los insumos, la mayor competencia por importaciones, la mayor inflación y la menor tasa de cambio (Gráfico 20). La volatilidad de los costos está relacionada con el incremento del precio de la energía, del transporte y de algunas materias primas, que se observó a lo largo del período. La segunda respuesta se puede entender como la definición de que el precio puede estar por fuera del mercado en competencia con relación al del producto importado y los costos de estar por fuera se incrementan sustancialmente cuando aumenta la competencia. La inflación como explicación puede ser otra forma de decir lo mismo que en la opción calificada como la más importante, o también se puede explicar por un aumento de las expectativas de inflación. La revaluación de la tasa de cambio es importante en el período y puede, sin duda, afectar la fijación de precios de algunos empresarios.

Por sectores, resulta interesante constatar que para la industria la razón más importante que llevó a las empresas a modificar la frecuencia de ajuste de los precios en los últimos cinco años fue una mayor tasa de cambio. Este resultado sugiere que

la apreciación del tipo de cambio implicó un aumento en la frecuencia de cambio de precios posiblemente por una mayor competencia importada para aquellas empresas que venden sus productos domésticamente, o por una pérdida de competitividad en el exterior para aquellas empresas que venden algún porcentaje de su producción en el exterior. Por su parte, para la agricultura y la pesca las razones fueron la mayor volatilidad en el precio de los insumos y la mayor tasa de cambio (Gráfico 21).

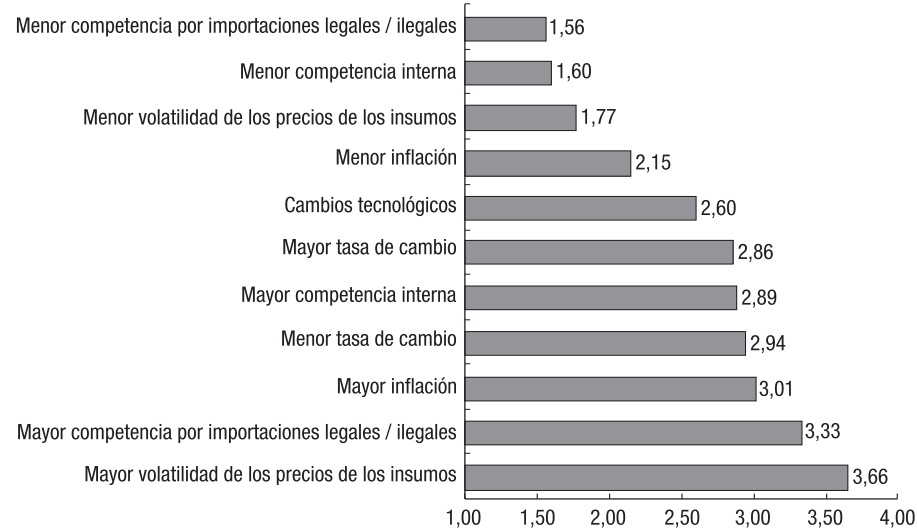
Al cruzar las respuestas de las empresas que aseguran haber aumentado la frecuencia de ajuste con las razones que las llevaron a hacerlo, se encuentra que una gran proporción de encuestados considera que la mayor volatilidad en el precio de los insumos causó el cambio en la frecuencia de ajuste. Este resultado se mantiene al analizar el caso en que las firmas indican que la frecuencia ha disminuido (Gráfico 22).

**GRÁFICO 19. CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



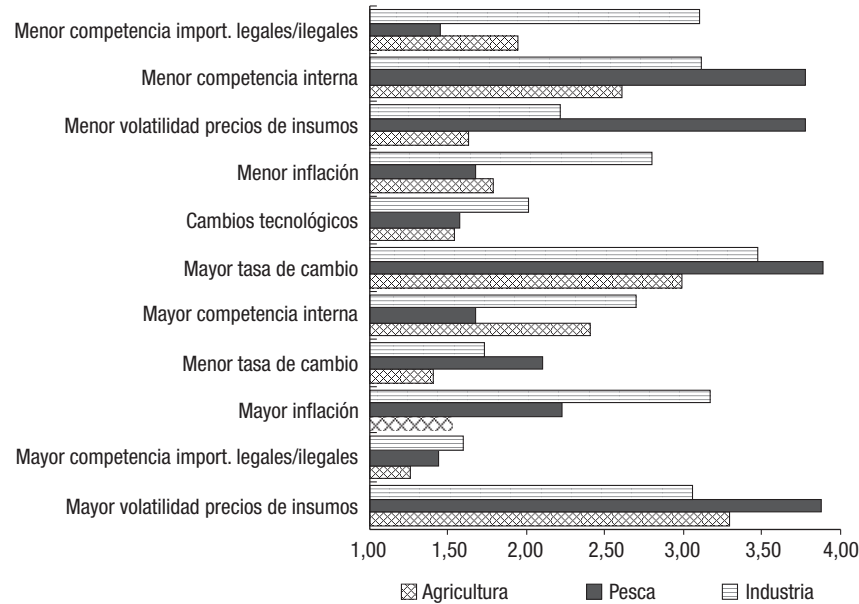
Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICO 20. RAZONES PARA EL CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO)**



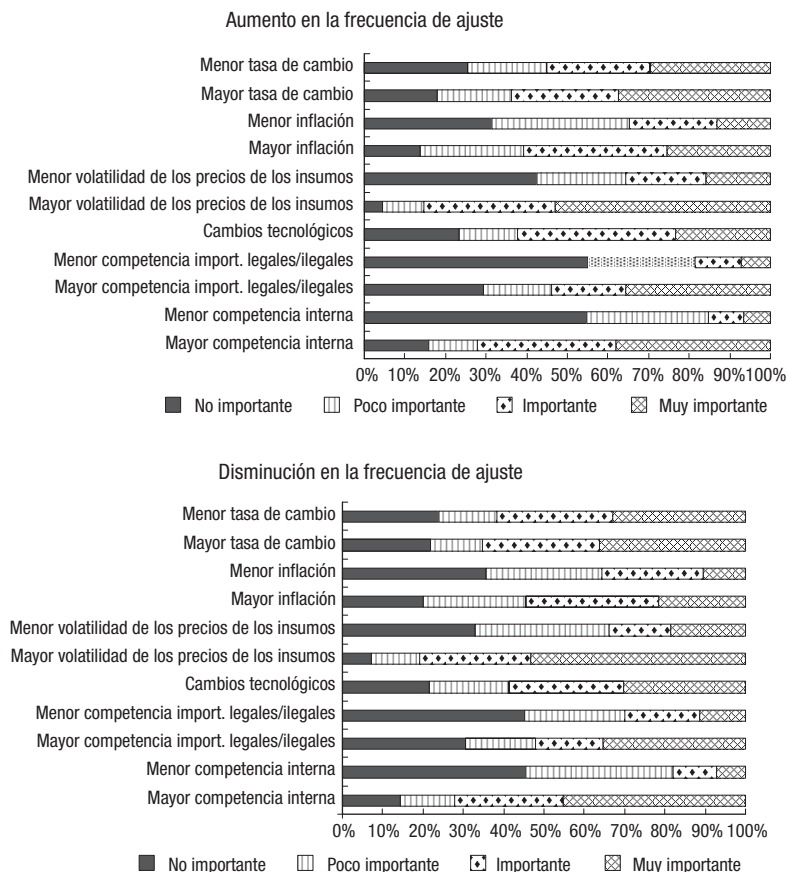
Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICO 21. RAZONES PARA EL CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS POR SECTOR ECONÓMICO
(PUNTAJE PROMEDIO)**



Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICO 22. RAZONES PARA EL CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE:
AUMENTO *VERSUS* DISMINUCIÓN EN LA FRECUENCIA
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 13: En períodos en que la economía enfrenta presiones inflacionarias, la mayor variabilidad en los precios de los insumos explica las decisiones de las firmas de aumentar o disminuir la frecuencia con que cambian los precios de sus productos.

C. Relación entre la revisión y el cambio de precios

Como ya se mencionó, en el proceso de fijación de precios las revisiones no implican necesariamente el cambio. Con la información de la encuesta es posible

comparar la frecuencia de los cambios y de las revisiones de los precios. Se observa que las revisiones son más frecuentes que los cambios (Cuadro 7). El cuadro se puede interpretar de la siguiente forma: las empresas que revisan sus precios más de tres veces al año corresponden al 67,09% del total, mientras que aquellas que los cambian más de tres veces representan el 18,07% del total de las empresas.

CUADRO 7. REVISIÓN DE PRECIOS *VERSUS* CAMBIO DE PRECIOS

	Frecuencia relativa
Revisión de precios > 3	67,09%
Cambio de precios > 3	18,07%

Nota: No se consideran los valores omitidos.

Fuente: cálculos de los autores.

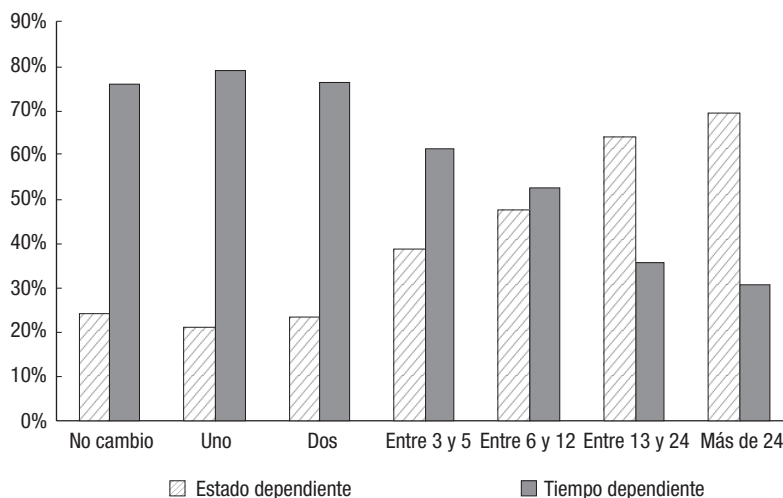
Hecho estilizado 14: Los cambios de precios son menos frecuentes que las revisiones de precios.

Una explicación de este comportamiento puede estar en que las empresas una vez revisan sus precios, no los cambian simplemente porque no hay razón para hacerlo. Por otro lado, si las empresas incurren en costos por revisar sus precios, tiene que haber razones importantes para que decidan no cambiarlos. El problema, entonces, es saber cuáles son esas razones.

La siguiente sección se detiene a estudiar las posibles motivaciones que explican por qué las firmas no cambian sus precios. Sin embargo, una primera idea se encuentra al relacionar la flexibilidad en el cambio de los precios con la estrategia de revisión de estos (Gráfico 23). Las firmas más flexibles son aquellas que tienen una estrategia de revisión estado dependiente. Lo contrario ocurre para las firmas que siguen una estrategia tiempo dependiente caracterizada como una gran rigidez.

Una mayor capacidad de reacción por parte de las empresas que siguen una determinada estrategia es de por sí un resultado interesante. La flexibilidad es un resultado importante dentro de la estrategia de inflación objetivo y tener claro cómo se puede alcanzar es una pregunta relevante. A esto, sin embargo, solo se puede llegar si se interroga a los agentes sobre los factores que los llevan a comportarse de una determinada forma. No es suficiente una explicación de la estrategia de revisión de precios, pues no se precisa sobre las razones y motivos que llevan al empresario a no seguirla.

**GRÁFICO 23. CAMBIO *VERSUS* REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 15: Bajo condiciones normales de la economía, las firmas más flexibles son aquellas que siguen reglas estado dependientes, mientras que las firmas menos flexibles siguen reglas tiempo dependientes.

D. Teorías sobre rigideces de precios

Uno de los objetivos de la encuesta era el de indagar las causas de la inflexibilidad de los precios dentro de las empresas. Al respecto la teoría ofrece varias explicaciones, las cuales son puestas a prueba en esta sección del capítulo. Para ello aceptamos la propuesta de Blinder de interrogar a los empresarios como una forma de examinar la relevancia empírica de las diferentes teorías (Blinder *et al.*, 1998). En el cuestionario se le explica al encuestado cada una de ellas y se le pide que califique cada opción en orden de importancia.

Los resultados del Cuadro 8 muestran el ordenamiento de las teorías según la importancia que le asignan los empresarios a las diferentes afirmaciones presen-

tadas en el cuestionario. Las teorías fueron presentadas en un lenguaje fácil de entender, y a los empresarios se les pidió que calificaran la teoría en cuatro categorías: a) no importante, b) poco importante, c) importante y d) muy importante. La teoría que hemos denominado de costos “perezosos”¹¹ es la más importante según los empresarios.

La idea de que los precios son principalmente una función de los insumos con los que se elabora el bien final, no es reconocida formalmente en la literatura internacional como una teoría de rigideces de precios. El argumento se basa en que el rezago entre un choque de costos y el cambio en los precios es demasiado corto. Sin embargo, autores como Gordon (1981) y Blanchard (1983) muestran que dado que la producción de un bien está atada a una cadena productiva que contiene muchos procesos, un choque de costos en alguno de estos toma tiempo en propagarse a las otras etapas productivas y, de esta manera, a los consumidores finales. Por lo tanto, aun rezagos cortos en el proceso de ajuste de una única firma pueden llevar a rezagos largos cuando se considera toda la cadena de producción. Además, de acuerdo con esta “teoría”, los precios no cambian debido a que los costos de los insumos tampoco cambian. Es decir, los precios son rígidos porque otros precios también lo son.

El segundo grupo de explicaciones corresponde a los contratos explícitos o implícitos. Estas dos teorías están muy relacionadas entre sí. Su punto de contacto está en que en ambas los agentes buscan evitar las variaciones de precios. La primera de estas teorías fue propuesta por Fischer (1977) y Phelps y Taylor (1977), y se basa en la existencia de arreglos contractuales entre las firmas y los consumidores, en los que estas les garantizan a sus clientes ofrecer el producto a un precio previamente establecido. Las firmas ofrecen este tipo de contratos con objeto de construir relaciones de largo plazo con sus clientes. Esto debería desanimar a los clientes a comprar en algún otro lugar y de esta forma se estabilizan las ventas futuras de la firma. Además, los clientes se sienten atraídos por un precio constante, ya que los ayuda a minimizar los costos de búsqueda (*search time*).

Por su parte, la teoría de contratos implícitos (Okun, 1981; Rotemberg, 2005) parte del hecho de que las firmas buscan construir relaciones de largo plazo con sus

¹¹ En la literatura también se le conoce como de precios basados en costos (*cost-based pricing*), o de costos marginales constantes.

clientes para poder hacer sus ventas futuras más predecibles. Sin embargo, a diferencia de los contratos explícitos, los contratos implícitos tratan de ganar la lealtad de los clientes simplemente cambiando los precios lo menos posible. De acuerdo con Okun (1981), se debe diferenciar entre un aumento de precios debido a un choque de costos y uno debido a un choque de demanda. Se argumenta que los mayores costos son aceptados racionalmente como causales de aumentos en los precios, mientras que los aumentos debido a incrementos en la demanda son vistos como injustos. Por lo tanto, las firmas mantienen los precios constantes ante choques de demanda, dado que no quieren alterar su relación con los clientes. Estas firmas solo ajustan precios ante choques de costos. Por su parte, la idea de Rotemberg (2005) se basa en que los clientes desearán comprarles a las firmas cuyos precios sean justos.

La teoría de la calidad del producto, la cuarta en importancia, se refiere a que las empresas prefieren no reducir el precio de su producto porque el cliente puede pensar que se está disminuyendo su calidad. La empresa prefiere conservar, con este raciocinio, un precio nominal constante.

Las fallas de coordinación entre las firmas pueden llevar a rigideces en los precios. La teoría que lleva este nombre comenzó su trayectoria académica con las contribuciones hechas por Clower (1965) y Leijonhufvud (1968) para el análisis de los mercados laborales. Posteriormente, Ball y Romer (1991) aplicaron estas ideas en el contexto del proceso de fijación de precios. De acuerdo con esta teoría, las firmas no consideran atractivo realizar un cambio en sus precios, dado que esta acción podría tener grandes implicaciones tanto para los consumidores como para las empresas con que compiten. En efecto, una empresa podría decidir no aumentar su precio por temor a perder clientes. Por otro lado, una empresa podría decidir no reducir su precio, pues esta estrategia no le garantiza una mayor participación de mercado si sus competidores toman la misma decisión. Por lo tanto, luego de un choque, una firma solamente cambiaría su precio si existe un acuerdo con las demás empresas sobre la manera de reaccionar. Sin la existencia de un mecanismo de coordinación, los precios nominales de las firmas permanecerán rígidos.

La teoría de la información irregular se postula como un flujo de información que es deficiente. La recopilación de la información requerida por el empresario es lenta y dispendiosa, como una consecuencia de los rezagos temporales en la producción de ciertas variables. Las decisiones de cambios en los precios se pueden dilatar, entonces, debido a las demoras en la recolección de los elementos estadísticos requeridos.

Frente a un choque, la firma debe tomar la decisión de cambiar o no sus precios. Para la teoría denominada de situación transitoria o de choques temporales, si las empresas juzgan que el choque es transitorio, es posible que no cambien los precios porque el nuevo precio óptimo puede también ser temporal y acarrear nuevos costos al tener que revertir la decisión. Las empresas prefieren no cambiar los precios, hasta asegurarse de la permanencia del choque. En este sentido, los cambios frecuentes de precios se consideran perjudiciales para las relaciones con los clientes.

La teoría de los umbrales de precios (*pricing points*) sugiere que las firmas fijan sus precios en umbrales psicológicos atractivos, situación que está asociada con discontinuidades en la curva de demanda. Las firmas eligen un precio “puntual” debido a que un aumento por encima de este implicaría una disminución desproporcionada en la demanda. Ante la presencia de choques pequeños que sugieren realizar cambios igualmente pequeños en los precios, las firmas no reaccionan, al menos no inmediatamente. Por el contrario, posponen el cambio en los precios hasta que nuevos eventos justifiquen un cambio grande en los precios y los lleven hasta el próximo punto de precio o umbral.

La teoría de los costos de menú, la última de la lista, está motivada en los desarrollos de Barro (1972), Sheshinski y Weiss (1977), Akerlof y Yellen (1985) y Mankiw (1985). Se basa en la idea de que el acto de cambiar precios trae consigo unos costos, como imprimir y distribuir las nuevas listas de precios o cambiar los precios de las etiquetas. Una compañía que enfrente estos costos puede cambiar menos sus precios que una que no los enfrente.

CUADRO 8. IMPORTANCIA DE DIFERENTES TEORÍAS SOBRE LA RIGIDEZ DE PRECIOS

	Puntaje promedio	Desviación estándar
Costos “perezosos”	3,14	0,22
Contratos explícitos	2,90	0,18
Contratos implícitos	2,90	0,11
Calidad del producto	2,63	0,14
Fallas de coordinación	2,51	0,15
Información irregular	2,45	0,10
Situación transitoria	2,41	0,24
Umbrales de precios	2,24	0,16
Costos de menú	1,95	0,15

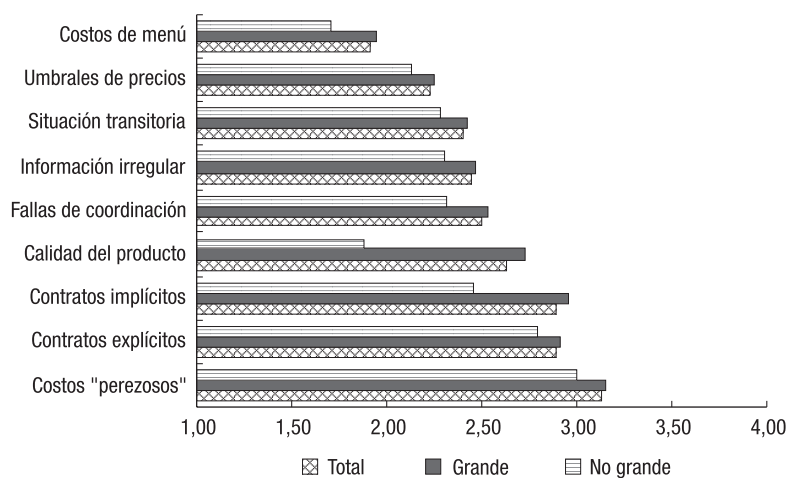
Nota: Las líneas punteadas indican que una prueba de hipótesis a dos colas rechaza que la teoría encima y debajo de la línea tenga la misma media con un nivel de confianza del 95%.

Fuente: cálculos de los autores.

Hecho estilizado 16: Los costos “perezosos” son la principal explicación de por qué los precios son rígidos. Aun así, las teorías asociadas a las preferencias de los clientes por precios nominales estables, como las de los contratos explícitos e implícitos, son también muy importantes para explicar la rigidez de los precios.

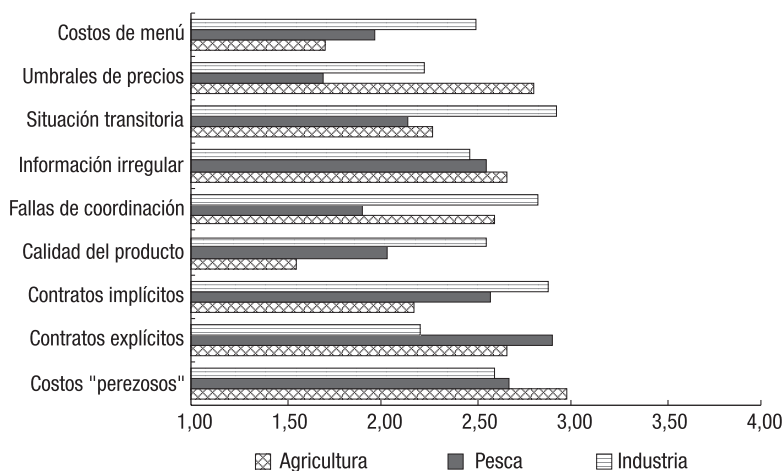
Se pueden detectar algunas diferencias si se dividen las empresas por tamaño y por actividad económica (Gráfico 24). En el primer caso, es notoria la mayor importancia que le conceden las firmas grandes a los contratos implícitos y de calidad del producto como teorías para explicar las rigideces en los precios. Para las firmas no grandes, la teoría de la calidad de producto es mucho menos importante que para las empresas grandes y el total de las firmas. Por sectores, las diferencias son mucho más notorias. De hecho, el ordenamiento de las teorías cambia sustancialmente. Para la agricultura las teorías importantes son, en su orden, los costos perezosos, los umbrales de precios y la información irregular. Para la industria, las situaciones transitorias, los contratos implícitos y las fallas de coordinación son las principales razones para mantener sus precios estables. Por último, para la pesca son los costos perezosos y los contratos explícitos e implícitos.

**GRÁFICO 24. IMPORTANCIA DE DISTINTAS TEORÍAS EN LAS RIGIDECES DE PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO)**



(Continúa)

GRÁFICO 24. IMPORTANCIA DE DISTINTAS TEORÍAS EN LAS RIGIDECES DE PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO) (continuación)



Fuente: elaboración propia.

VII. FACTORES ASOCIADOS CON LOS CAMBIOS DE PRECIOS

A. Asimetrías

En la literatura empírica se suministra evidencia sobre la probabilidad condicional de aumentar o reducir los precios. Dhyne *et al.* (2005) muestran que en la eurozona existe evidencia de una menor frecuencia de las reducciones en los precios que de los aumentos. Los resultados para Estados Unidos son similares (Klenow y Kryvtsov, 2005). Para Colombia existen un par de trabajos que muestran resultados en la misma dirección (Julio y Zárate, 2008; López, 2008).

Con el propósito de hacer un análisis de los factores que determinan los cambios en los precios y determinar si hay asimetrías que dependen de la dirección del ajuste de precios, en el cuestionario se interroga a los empresarios acerca de la importancia de algunos factores en la determinación de los precios. Se les pide que califiquen una lista de factores que pueden afectar su decisión de aumentar los precios (pregunta 26) o disminuirlos (pregunta 27). Los resultados del Cuadro 9 presentan las respuestas de los encuestados con relación al aumento de los precios y el Cuadro 10 con relación al descenso.

El Cuadro 9 muestra que el cambio en el costo de las materias primas (con un importancia media de 3,8) y el cambio en el precio de los competidores (3,2) son los factores más importantes para explicar un aumento de los precios. Para el caso de los descensos en los precios, los elementos más importantes son el cambio en el precio de los competidores (3,4 de puntaje) y el cambio en el costo de las materias primas (3,2). Si bien resulta curioso que se trate de los mismos factores explicativos pero en un orden diferente, una conclusión que se puede derivar de estos resultados es la disposición que tienen las firmas para reaccionar ante choques que afecten sus beneficios (costos y precios de los competidores)¹². Por otro lado, los cambios en los costos financieros y laborales no son importantes en ninguno de los dos eventos contemplados.

Si se hacen las agrupaciones por tamaño de las empresas y por sectores económicos, se encuentra lo siguiente. Para las decisiones de aumentar precios, las empresas grandes y las no grandes coinciden en que su principal motivo es el cambio en el costo de las materias primas (Gráfico 25). Así mismo, para las empresas no grandes también resulta muy importante el cambio en el costo de la energía y el combustible. Para este último grupo de firmas, los costos laborales ganan importancia, un aspecto que se puede interpretar como un reflejo de la relevancia que puede tener este factor en la tecnología utilizada por las empresas. Por otro lado, en la decisión de aumentar los precios es muy importante el cambio en la demanda de su principal producto para la agricultura y la pesca, mientras que para las empresas industriales lo verdaderamente importante es el cambio en el costo de las materias primas (Gráfico 26).

Respecto al descenso en los precios, los factores más relevantes para las empresas grandes son los precios de los competidores y los costos de las materias primas (Gráfico 26). La importancia concedida al primer factor contrasta con lo observado en las decisiones de aumentar los precios. Por su parte, para la agricultura y la pesca el cambio en la demanda de su principal producto es determinante en la decisión de reducir sus precios, mientras que para las empresas industriales el cambio en los precios de los competidores es la razón más importante (Gráfico 26).

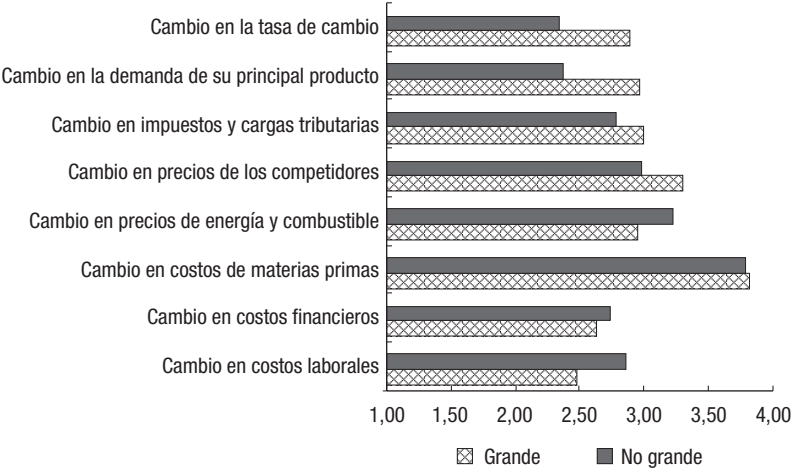
¹² Las líneas punteadas que se presentan en los Cuadros 9 y 10 corresponden al resultado de una prueba de igualdad de medias. Su lectura es similar a la presentada en el Apartado D de la Sección VI.

CUADRO 9. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE AUMENTAR PRECIOS

	Puntaje promedio	Desviación estándar
Cambio en el costo de las materias primas	3,81	0,05
Cambio en el precio de los competidores	3,25	0,08
Cambio en el precio de la energía y combustibles	2,99	0,08
Cambio en los impuestos y cargas tributarias	2,97	0,17
Cambio en la demanda de su principal producto	2,89	0,10
Cambio en la tasa de cambio	2,83	0,16
Cambio en los costos financieros	2,63	0,13
Cambio en los costos laborales	2,52	0,15

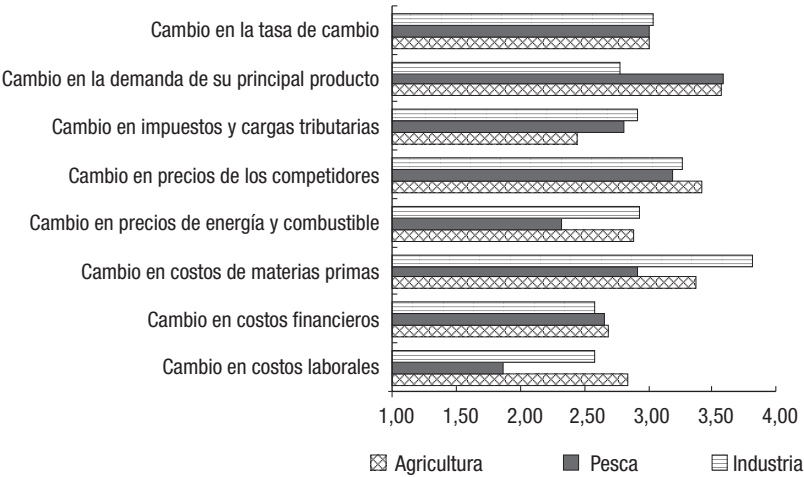
Nota: Las líneas punteadas corresponden a una prueba de hipótesis a dos colas de igualdad de medias.
Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICO 25. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE AUMENTAR PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO)**



(Continúa)

GRÁFICO 25. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE AUMENTAR PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO) *(continuación)*



Fuente: elaboración propia.

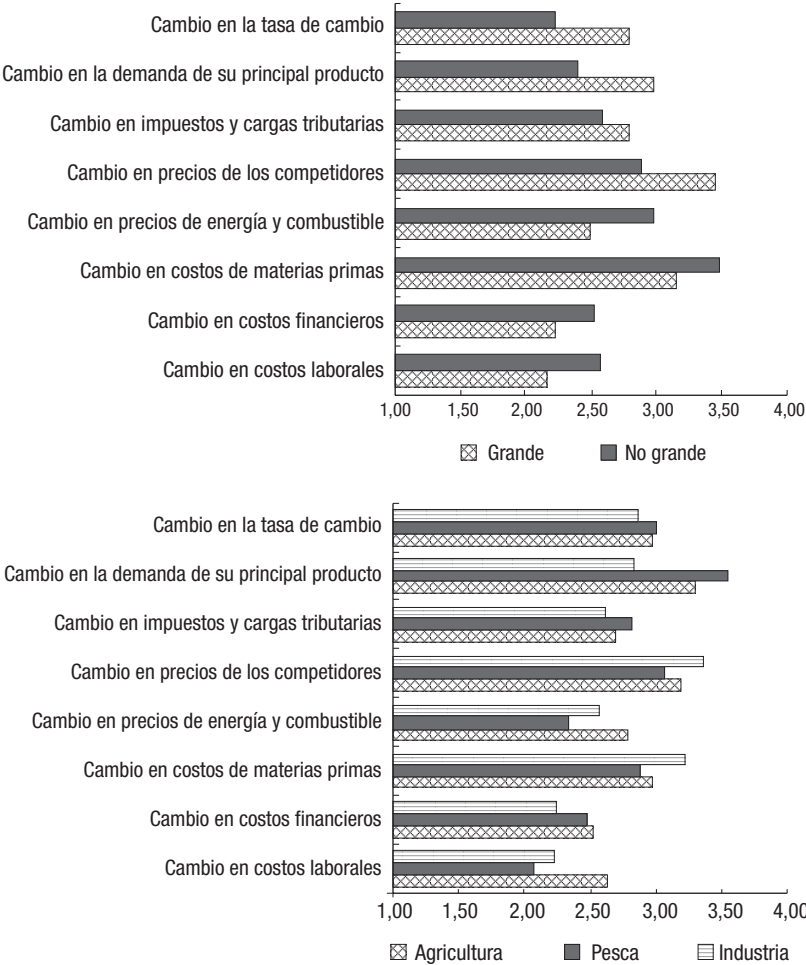
CUADRO 10. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE DISMINUIR PRECIOS

	Puntaje promedio	Desviación estándar
Cambio en el precio de los competidores	3,39	0,11
Cambio en el costo de las materias primas	3,20	0,08
Cambio en la demanda de su principal producto	2,91	0,10
Cambio en los impuestos y cargas tributarias	2,77	0,21
Cambio en la tasa de cambio	2,72	0,15
Cambio en el precio de la energía y combustibles	2,56	0,13
Cambio en los costos financieros	2,27	0,14
Cambio en los costos laborales	2,22	0,15

Nota: Las líneas punteadas corresponden a una prueba de hipótesis a dos colas de igualdad de medias.

Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICO 26. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE DISMINUIR PRECIOS
(PUNTAJE PROMEDIO)**

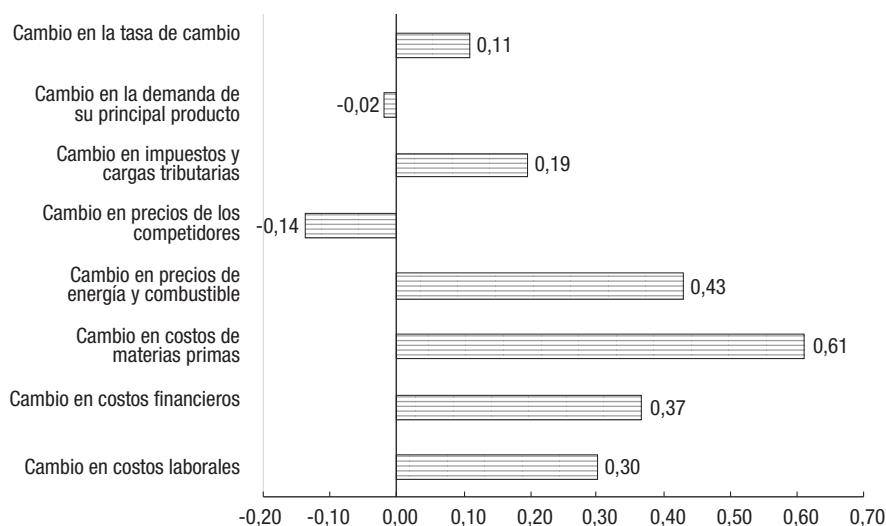


Fuente: elaboración propia.

Una forma de entender las asimetrías es reuniendo en una sola estadística el grado de importancia que se le confiere a cada factor en el aumento y en el descenso de los precios. Con la información recopilada en la encuesta, se construye un balance que corresponde a la diferencia entre el promedio de la calificación dada por los empresarios a cada factor cuando deciden aumentar los precios y cuando deciden disminuirlos. Un número positivo indica que un determinado factor es más importante en la decisión de aumentar que en la de disminuir. Un número negativo significa

exactamente lo contrario. La magnitud también es importante, porque un número más grande significa que la diferencia entre la importancia conferida a un factor en el aumento y en el descenso de los precios es mayor que en el caso de un número más pequeño. Los resultados del ejercicio se muestran en el Gráfico 27. En general, existe un patrón regular de asimetrías positivas para los costos y negativas para las condiciones de mercado. Es notoria la importancia conferida a los cambios en los costos de las materias primas como explicación en el aumento de los precios frente al descenso de estos. Algo similar se puede decir para los costos de la energía y los combustibles. El caso contrario corresponde a los cambios de precios de los competidores. Este factor es muy relevante en el momento de decidir una reducción de los precios.

GRÁFICO 27. ASIMETRÍAS EN LOS FACTORES DETERMINANTES DE LOS PRECIOS*



* Corresponden a la diferencia entre el promedio cuando deciden aumentar y el promedio cuando deciden disminuir. Un número positivo indica que es más importante el factor a la hora de aumentar que a la hora de disminuir.

Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 17: Los choques de costos son más relevantes para explicar los aumentos que los descensos en los precios, mientras que los choques de demanda importan más a la hora de explicar los descensos en estos.

B. Ajuste de precios después de choques

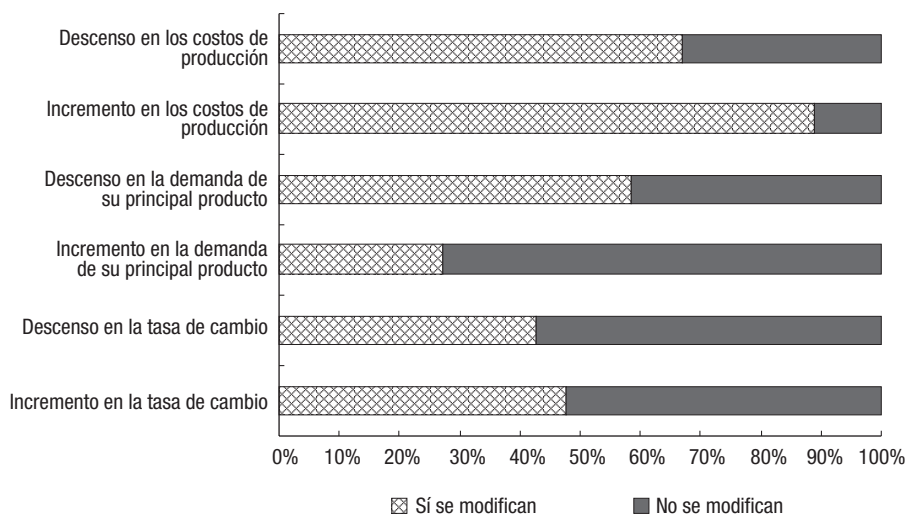
A continuación analizamos la reacción de los precios ante diferentes choques que pueden afectar la economía. Al respecto, la primera pregunta que se les formula a los encuestados se refiere a si ante un evento no previsto modifican o no el precio de su principal producto. Si lo modifican, se les pide que califiquen la importancia de una serie de eventos (pregunta 25).

Ante un aumento en los costos de producción, cerca del 90% de las empresas modifican el precio de su principal producto, mientras que un 67% lo hacen ante una disminución. Aproximadamente, el 60% reacciona a descensos de la demanda. Tan solo un 28% cambia el precio si aumenta la demanda (Gráfico 28). Cuando se presenta un cambio en los costos, el porcentaje de empresas grandes y de no grandes que cambian los precios es similar. Por el contrario, si se presentan tanto caídas como aumentos en la demanda, la gran mayoría de las empresas que cambian sus precios son aquellas que son grandes.

Por otro lado, si aumentan los costos de los insumos, las empresas agricultoras e industriales participan en proporciones similares en el cambio de los precios. Por su parte, un descenso en los costos afecta a una mayor proporción de firmas agricultoras que industriales. En los movimientos de la demanda, sea al alza o a la baja, se observa que las empresas que más responden son las de la industria pesquera (Gráfico 29).

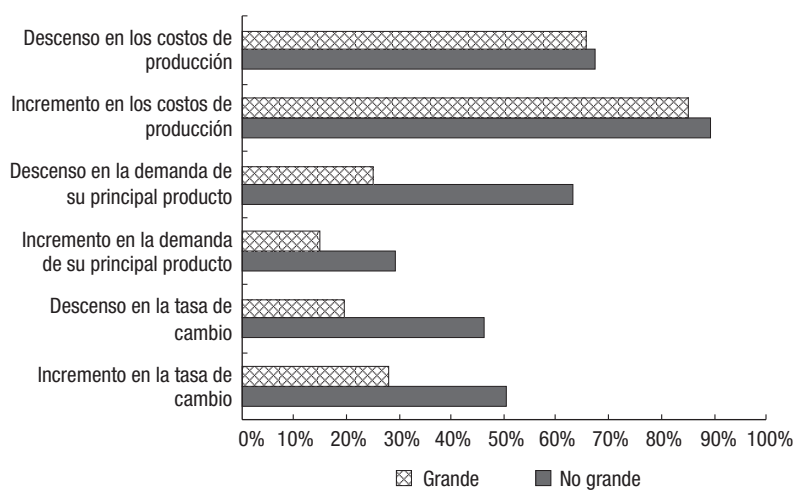
Por último, se indaga el tiempo que tarda una empresa en cambiar el precio de su principal producto una vez se presenta el choque (Gráfico 30). Las empresas cambian relativamente rápido sus precios cualquiera que sea el choque que las afecte. En casi todos los casos, los cambios más importantes se presentan antes de un mes y su importancia relativa es siempre mayor al 40%. Es de señalar que en el caso de un descenso de la tasa de cambio el tiempo de reacción puede dilatarse a un período de entre uno y tres meses. Si el choque que se presenta está relacionado con la demanda, no importa cuál sea el signo, las empresas reaccionan aun con mayor presteza que en los otros casos. Es muy raro el evento de un cambio de precio que ocurra entre seis meses a un año después del choque.

**GRÁFICO 28. RESPUESTA DE PRECIOS A CHOQUES
(PORCENTAJE DE FIRMAS)**



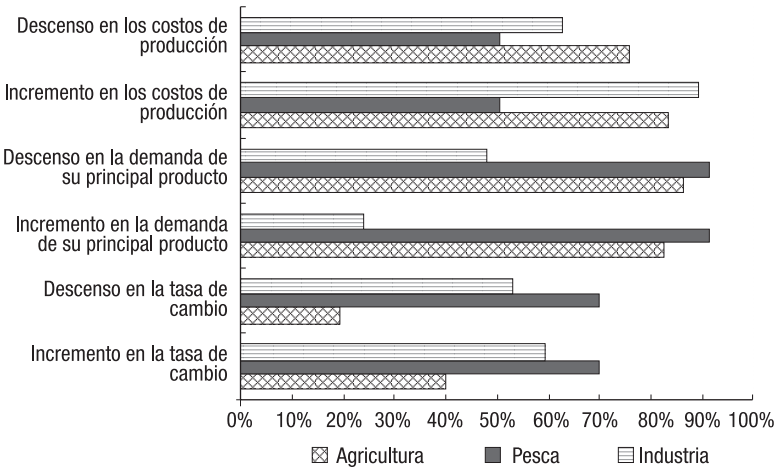
Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO 29. PORCENTAJE DE FIRMAS QUE MODIFICAN LOS PRECIOS



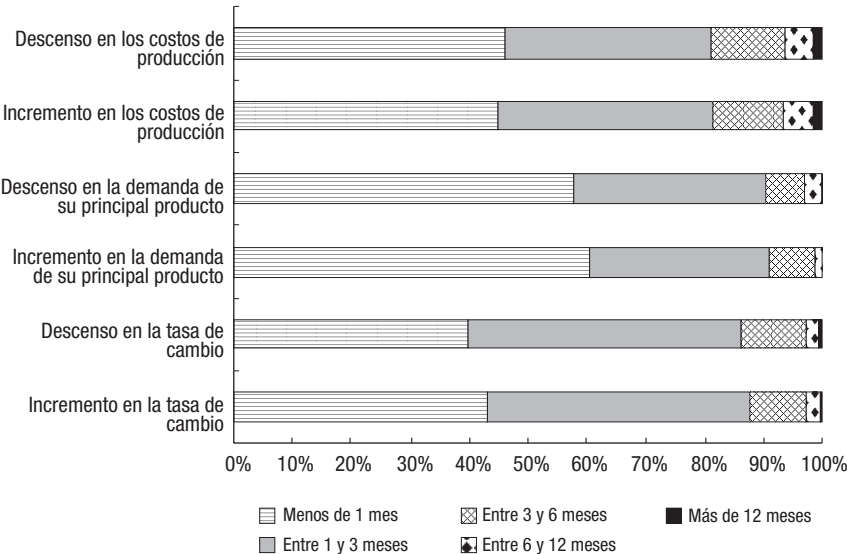
(Continúa)

GRÁFICO 29. PORCENTAJE DE FIRMAS QUE MODIFICAN LOS PRECIOS (continuación)



Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO 30. TIEMPO DE TRASPASO DE DIVERSOS CHOQUES A LOS PRECIOS
(PORCENTAJE DE FIRMAS)



Fuente: elaboración propia.

Hecho estilizado 18: Las firmas colombianas modifican los precios de su principal producto en menos de un mes luego de recibir un choque sobre los costos de producción o de demanda. Si el choque es sobre la tasa de cambio, las empresas tardan como máximo tres meses para afectar sus precios.

VIII. CONCLUSIONES

En este capítulo se presentan los resultados de una encuesta realizada por el Banco de la República a 787 firmas colombianas entre noviembre de 2007 y mayo de 2008, que buscaba analizar la forma como las empresas fijan sus precios. La muestra se construyó a partir de un ejercicio probabilístico de estratificación. En el estudio se examinaron temas de determinación, ajuste, rigidez y asimetrías en los precios de las firmas. El enfoque empleado permitió igualmente distinguir entre las diferentes hipótesis existentes en la literatura sobre las rigideces de precios.

Las principales conclusiones que se pueden extraer son:

- Respecto a los mercados donde operan las empresas relevantes para el estudio, se puede concluir que la mayor parte de las ventas realizadas por las firmas colombianas se hace en el mercado interno y con clientes que ellas consideran de largo plazo. Así mismo, los mercados en que operan las firmas colombianas son poco competidos. En promedio, las empresas perciben menos de cinco competidores en su industria.
- En relación con la etapa de revisión de precios, la evidencia sugiere que la mayoría de las firmas colombianas emplean reglas tiempo dependientes en momentos en que la economía se encuentra estable. Esto es cierto para empresas que perciben poca competencia en su entorno. En períodos de turbulencia económica, las firmas siguen reglas estado dependientes. Este tipo de reglas se observa más frecuentemente en firmas que perciben un alto grado de competencia.
- A la hora de revisar los precios, las empresas colombianas consideran igualmente importante el desempeño actual y el esperado de la inflación, así como el de otras variables relevantes dentro del proceso productivo. En este sentido, las firmas presentan comportamientos *forward-looking* en sus decisiones de precios.

- La meta de inflación del Banco de la República y el salario mínimo que se fija cada año son considerados factores importantes a la hora de revisar los precios. Las empresas grandes le atribuyen una mayor importancia a la meta de inflación, mientras que las pequeñas y medianas empresas le dan una mayor importancia al salario mínimo.
- Aquellas firmas que revisan sus precios en intervalos fijos de tiempo, en su mayoría lo hacen de manera mensual o trimestral. Las firmas grandes revisan sus precios con mayor frecuencia que las demás. Por su parte, las empresas agrícolas revisan sus precios más frecuentemente que aquellas de la industria.
- Las firmas que perciben poca competencia revisan sus precios cada tres meses, mientras que las firmas con elevados niveles de competencia revisan sus precios mensualmente.
- En general, las empresas colombianas siguen estrategias de fijación de precios basadas tanto en costos, más un margen de ganancia, como en los precios de los competidores. Las firmas grandes actúan en su mayoría en mercados no competitivos, mientras que las medianas y pequeñas son tomadoras de precios.
- Respecto a la segunda etapa del proceso de fijación de precios, los resultados sugieren que el 38% de las firmas colombianas cambian de precios una vez al año, mientras que el 75% los cambian como máximo dos veces al año. En términos sectoriales, las industrias del sector primario son más flexibles que aquellas del sector secundario. En esta misma línea, se encuentra evidencia de que las firmas cuya producción está orientada al mercado interno son más flexibles que aquellas cuya producción se vende principalmente en el exterior. Así mismo, se encuentra que las firmas que producen bienes finales son menos flexibles que las firmas que producen bienes intermedios y de capital.
- Estudios previos sugieren que los precios responden de forma asimétrica a distintos tipos de choques. Los resultados de la encuesta permiten concluir que los choques de costos (tasa de cambio, precio de las materias primas, precios de la energía y el combustible, costos financieros y laborales) son más importantes para explicar los aumentos que los descensos en los precios, mientras que los choques de demanda importan más a la hora de explicar los descensos de estos.
- Las prácticas de ajuste de precios cambiaron a lo largo de los cinco años previos a la realización de la encuesta. La principal razón que explica

dichos cambios es la mayor variabilidad registrada en los precios de los insumos.

- Comparando los resultados obtenidos para las dos etapas del proceso de fijación de precios, se encuentra que los cambios de precios son menos frecuentes que las revisiones de precios. Por otro lado, en condiciones normales de la economía, las firmas más flexibles son aquellas que siguen reglas estado dependientes, mientras que las firmas menos flexibles siguen reglas tiempo dependientes.
- La hipótesis de los precios basados en costos es la principal explicación de por qué las firmas no cambian de manera más frecuente los precios. Aun así, las teorías asociadas a la preferencia de los clientes por los precios nominales estables, como las de contratos explícitos e implícitos, son también muy importantes para explicar la rigidez de los precios.

REFERENCIAS

- Akerlof, G. A., & Yellen, J. L. (1985). A near-rational model of business cycle with price and wage inertia. *Quarterly Journal of Economics*, 100(5), 823-838.
- Álvarez, L., & Hernando, I. (2005). *The price-setting behavior of Spanish firms: Evidence from survey data* (Working Papers Series N° 538). European Central Bank.
- Amirault, D., Kwan, C., & Wilkinson, G. (2004). *Survey of price-setting behavior of Canadian companies* (Working Paper 2006-35). Bank of Canada.
- Apel, M., Friberg, R., & Hallsten, K. (2001). *Micro foundations of macroeconomic price adjustments: Survey evidence from Swedish firms* (Working Paper Series N° 128). Sveriges Riksbank.
- Arango, L. E., Jalil, M., Arias, F., & Flórez, L. A. (2007). *Cronología de los ciclos de negocios recientes en Colombia* (Borradores de Economía N° 461). Banco de la República.
- Arosemena, A. (2001). *Fallas de coordinación y rigideces nominales de precios en Colombia*. Tesis de grado para optar por el título de economista, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia.
- Asplund, M., Eriksson, R., & Friberg, R. (2000). Price adjustments by a gasoline retail chain. *Scandinavian Journal of Economics*, 102(1), 101-121.
- Aucremanne, L., & Druant, M. (2005). *Price-setting behavior in Belgium: What can be learned from an ad hoc survey?* (Working Paper Series N° 448). European Central Bank.

- Baharad, E., & Eden, B. (2004). Price rigidity and price dispersion: Evidence from micro data. *Review of Economic Dynamics*, 7(3), 613-641.
- Ball, L., & Romer, D. (1991). Sticky prices as coordination failure. *American Economic Review*, 81(3), 539-552.
- Barro, R. J. (1972). A theory of monopolistic price adjustment. *Review of Economic Studies*, 39(1), 17-26.
- Bils, M. J., & Klenow, P. J. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112(5), 947-985.
- Blanchard, O. J. (1983). Price asynchronization and price level inertia. In R. Dornbusch, & M. Simonsen (Eds.), *Inflation, debt, and indexation* (pp. 3-24). Cambridge: MIT Press.
- Blinder, A. S. (1991). Why are prices sticky? Preliminary results from an interview study. *American Economic Review*, 81(2), 89-96.
- Blinder, A. S. (1994). On sticky prices: Academic theories meet the real world. In N. G. Mankiw (Ed.), *Monetary policy* (pp. 117-154). University of Chicago Press.
- Blinder, A. S., Canetti, E. R. D., Lebow, D. F., & Rudd, J. B. (1998). *Asking about prices: A new approach to understanding price stickiness*. Nueva York: Russell Sage Foundation Publications.
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Carlton, D. W. (1986). The Rigidity of Prices. *American Economic Review*, 76(4), 637-658.
- Castañón, V., Murillo, J. A., & Salas, J. (2008). Formación de precios en la industria manufacturera de México. Resultados de una encuesta. *El Trimestre Económico*, 297, enero-marzo, 143-181.
- Cecchetti, S. G. (1986). The frequency of price adjustment: A study of the newsstand prices of magazines. *Journal of Econometrics*, 31(3), 255-274.
- Clower, R. (1965). The Keynesian counterrevolution: A theoretical appraisal. In F. Hahn, & F. Brechling (Eds.), *The theory of interest rates*. Londres: Macmillan.
- Cochran, W. G. (1977). *Sampling techniques* (3rd ed., Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics-Applied). John Wiley & Sons.
- Copaciu, M., Neagu, F., & Braun-Erdel, H. (2007). *Survey evidence on price setting patterns of Rumanian firms*. Mimeo, Center for Economic Research and Graduate Education and the Economics Institute, Prague.
- Dhyne, E., Álvarez, L. J., Le Bihan, H., Veronese, G., Dias, D., Hoffmann, J., et al. (2005). *Price setting in the euro area: Some stylized facts from individual consumer price data* (Working Paper Series N° 524). European Central Bank.

- Durrant, G. B. (2005). *Imputation methods for handling item-Nonresponse in the social sciences: A methodological review* (Working Paper Series N° 2007). ESRC National Centre for Research Methods and Southampton Statistical Sciences Research Institute, University of Southampton.
- Fabiani, S., Druant, M., Hernando, I., Kwapil, C., Landau, B., Loupías, C., *et al.* (2005). *The pricing behavior of firms in the euro area: New survey evidence* (Working Paper Series N° 535). European Central Bank.
- Fabiani, S., Gattulli, A., & Sabbatini, R. (2004). *The pricing behavior of Italian firms: New survey evidence on price stickiness* (Working Paper Series N° 333). European Central Bank.
- Fischer, S. (1977). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 85(1), 191-205.
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.
- Geroski, P. A. (1992). Price dynamics in UK manufacturing: A microeconomic view. *Economica*, 236, 403-419.
- Gordon, R. J. (1981). Output fluctuations and gradual price adjustment. *Journal of Economic Literature*, 19(2), 493-530.
- Hall, S., Walsh, M., & Yates, A. (1997). *How do UK Companies set prices?* (Working Papers N° 67). Bank of England.
- Hall, S., Walsh, M., & Yates, A. (2000). Are UK companies' prices sticky? *Oxford Economic Papers*, 52(3), 425-446.
- Hansen, M. H., Hurwitz, W. N., & Madow, W. G. (1953a). *Sample survey methods and theory* (3rd ed., Vol. 1). Wiley Publication in Statistics.
- Hansen, M. H., Hurwitz, W. N., & Madow, W. G. (1953b). *Sample survey methods and theory* (3rd ed., Vol. 2). Wiley Publication in Statistics.
- Hoeberichts, M., & Stockman, A. C. J. (2006). *Pricing behavior in the Netherlands: Results from a survey* (Working Paper Series N° 607). European Central Bank.
- Informe de inflación*. (2009). Banco de la República, junio.
- Julio, J. M., & Zárate, H. M. (2008). The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI micro data. *Ensayos sobre Política Económica*, 26(56), 12-46. Banco de la República.
- Kashyap, A. K. (1995). Sticky prices: New evidence from retail catalogs. *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 245-274.
- Klenow, P. J., & Kryvtsov, O. (2005). State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent U.S. inflation? *Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 863-904.

- Kwapil, C., Baumgartner, J., & Scharler, J. (2005). *The price-setting behavior of Austrian firms: Some survey evidence* (Working Paper Series N° 464). European Central Bank.
- Leijonhufvud, A. (1968). *On Keynesian economics and the economics of Keynes*. Nueva York: Oxford University Press.
- Levy, D., Bergen, M., Dutta, S., & Venable, R. (1997). The magnitude of menu costs: Direct evidence from a large U. S. supermarket chain. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 791-825.
- Lohr, S. L. (1999). *Sampling: Design and analysis*. Duxbury Press.
- López, E. (2008). *Algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de los precios regulados en Colombia* (Borradores de Economía N° 527). Banco de la República.
- Loupas, C., & Ricart, R. (2004). *Price setting in France: New evidence from survey data* (Working Paper Series N° 423). European Central Bank.
- Lünnemann, P., & Mathä, T. Y. (2006). *New survey evidence on the pricing behavior of Luxemburg firms* (Working Paper Series N° 616). European Central Bank.
- Maćkowiack, B., & Smets, F. R. (2008). *On implications of micro price data for macro models* (Working Paper Series N° 960). European Central Bank.
- Mankiw, G. (1985). Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529-537.
- Martínez, C. (2002). *Estadística y muestreo* (11ª ed.). Quebecor World Bogotá.
- Martins, F. (2005). *The price setting behavior of Portuguese firms: Evidence from survey data* (Working Paper Series N° 562). European Central Bank.
- Nakagawa, S., Hattori, R., & Takagawa, I. (2000). *Price-setting behavior of Japanese companies*. Research and Statistics Department, Bank of Japan.
- Okun, A. M. (1981). *Prices and quantities: A macroeconomic analysis*. Washington, D. C.: The Brookings Institution Press.
- Phelps, E. S., & Taylor, J. B. (1977). Stabilizing powers of monetary policy under rational expectations. *Journal of Political Economy*, 85(1), 163-190.
- Rotemberg, J. J. (2005). Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 52(4), 829-852.
- Sahinöz, S., & Saraçoğlu, B. (2008). *Price setting behavior in Turkish industries: Evidence from survey data* (Working Paper Series N° 3). Turkish Economic Association.
- Särndal, C.-E., & Lundström, S. (2005). *Estimation in surveys with nonresponse*. Wiley & Sons.

- SAS Institute (2005). *SAS/STAT User's Guide, version 9.1*.
- Schafer, J. (1997). *Analysis of incomplete multivariate data*. Chapman & Hall.
- Sheshinski, E., & Weiss, Y. (1977). Inflation and costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*, 44(2), 287-303.
- Stahl, H. (2005). *Price setting in German manufacturing: New evidence from new survey data* (Working Paper Series N° 561). European Central Bank.
- Taylor, J. B. (1979). Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations. *Econometrica*, 47(5), 1267-1286.
- Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), 1-23.
- Tirole, J. (1985). *Concurrence imparfaite*. Serie ENSAE-CEPE, París.

ANEXOS

Anexo 1. Población detallada por código CIIU a tres dígitos

Código CIIU a tres dígitos		Descripción
Sección	Categoría	
A	011	Producción específicamente agrícola
A	012	Producción específicamente pecuaria
B	050	Pesca, cultivo de peces en criaderos piscícolas, actividades relacionadas con pesca
D	151	Producción, transformación y conservación de carne y pescado
D	152	Elaboración de frutas, legumbres, hortalizas, aceites y grasas
D	153	Elaboración de productos lácteos
D	154	Elaboración de productos de molinería, de almidones y productos derivados del almidón y alimentos preparados para animales
D	155	Elaboración de productos de panadería, macarrones, fideos, alcuizcuz y productos farináceos similares
D	156	Elaboración de productos de café
D	157	Ingenios, refinerías de azúcar y trapiches
D	158	Elaboración de otros productos alimenticios
D	159	Elaboración de bebidas
D	171	Preparación e hilatura de fibras textiles
D	172	Tejedura de productos textiles
D	173	Acabado de productos textiles no producidos en la misma unidad de producción
D	174	Fabricación de otros productos textiles
D	175	Fabricación de tejidos y artículos de punto y ganchillo
D	181	Fabricación de prendas de vestir, excepto prendas de piel
D	191	Curtido y preparado de cueros
D	192	Fabricación de calzado
D	193	Fabricación de artículos de viaje, bolsos de mano y artículos similares; fabricación de artículos de talabartería y guarnicionería
D	201	Aserrado, acepillado e impregnación en la madera

(Continúa)

Anexo 1. Población detallada por código CIIU a tres dígitos (continuación)

Código CIIU a tres dígitos		Descripción
Sección	Categoría	
D	202	Fabricación de hojas de madera para enchapado; fabricación de tableros contrachapados, tableros laminados, tableros de partículas y otros tableros y paneles
D	203	Fabricación de partes y piezas de carpintería para edificios y construcciones
D	204	Fabricación de recipientes de madera
D	209	Fabricación de otros productos de madera; fabricación de artículos de corcho, cestería y espartería
D	210	Fabricación de papel, cartón y productos de papel y cartón
D	221	Actividades de edición
D	222	Actividades de impresión
D	223	Actividades de servicios relacionadas con las de impresión
D	224	Reproducción de materiales grabados
D	232	Fabricación de productos de la refinación del petróleo
D	241	Fabricación de sustancias químicas básicas
D	242	Fabricación de otros productos químicos
D	243	Fabricación de fibras sintéticas y artificiales
D	251	Fabricación de productos de caucho
D	252	Fabricación de productos de plástico
D	261	Fabricación de vidrio y productos de vidrio
D	269	Fabricación de productos minerales no metálicos
D	271	Industrias básicas de hierro y de acero
D	281	Fabricación de productos metálicos para uso estructural, tanques, depósitos y generadores de vapor
D	289	Fabricación de otros productos elaborados de metal y actividades de servicios relacionadas con el trabajo de metales
D	291	Fabricación de maquinaria de uso general
D	292	Fabricación de maquinaria de uso especial
D	293	Fabricación de aparatos de uso doméstico

(Continúa)

Anexo 1. Población detallada por código CIIU a tres dígitos (continuación)

Código CIIU a tres dígitos		Descripción
Sección	Categoría	
D	311	Fabricación de motores, generadores y transformadores eléctricos
D	312	Fabricación de aparatos de distribución y control de la energía eléctrica
D	313	Fabricación de hilos y cables aislados
D	314	Fabricación de acumuladores y de pilas eléctricas
D	315	Fabricación de lámparas eléctricas y equipos de iluminación
D	319	Fabricación de otros tipos de equipo eléctrico
D	321	Fabricación de tubos y válvulas electrónicas y de otros componentes electrónicos
D	322	Fabricación de transmisores de radio y televisión y de aparatos para telefonía y telegrafía
D	323	Fabricación de receptores de radio y televisión, de aparatos de grabación y de reproducción de sonido o de la imagen, y de productos conexos
D	331	Fabricación de aparatos e instrumentos médicos y de aparatos para medir, verificar, ensayar, navegar y otros fines, excepto instrumentos de ópticas
D	333	Fabricación de instrumentos ópticos y de equipo fotográfico
D	341	Fabricación de vehículos automotores y sus motores
D	342	Fabricación de carrocerías para vehículos automotores, fabricación de remolques y semirremolques
D	343	Fabricación de partes, piezas (lujos) y accesorios (autopartes) para vehículos automotores y para sus motores
D	359	Fabricación de otros tipos de transporte
D	361	Fabricación de muebles
D	369	Industrias manufactureras

Fuente: DANE.

Anexo 2. Muestreo aleatorio estratificado

El conjunto de empresas que forma parte de la investigación es seleccionado a través de un muestreo aleatorio estratificado. Este tipo de procedimiento requiere subdividir la población de tamaño N en subpoblaciones de tamaños $N_1, N_2, \dots, N_L$, de tal forma que $\sum_{h=1}^L N_h = N$. Dichas subpoblaciones se definen como estratos y sus tamaños se refieren al número de individuos que forman parte de cada uno de ellos. Con el propósito de que la subdivisión poblacional o estratificación sea óptima, se definen los factores de estratificación que guardan una estrecha relación con las características que se investigan, de tal forma que un individuo solo pertenece a una única subpoblación o estrato.

Una vez se realiza la estratificación, se lleva a cabo sobre cada uno de los estratos un proceso de muestreo aleatorio simple sin reemplazamiento. De esta manera, se obtienen muestras de tamaño $n_1, n_2, \dots, n_L$. Así, el tamaño de la muestra es igual a $n = \sum_{h=1}^L n_h$. En particular, el muestreo aleatorio simple puede ser llevado a cabo para que la proporciones N_h/N y $n_h/n \quad \forall h = 1, \dots, L$ sean equivalentes, lo cual se conoce como asignación proporcional. Es decir, los individuos se distribuyen en los estratos muestrales en proporciones similares a aquellas que se encuentran en los estratos poblacionales. Dicho concepto permite la construcción de medidas de tendencia central poblacionales dentro de cada estrato.

Con el propósito de mantener la asignación proporcional, se realiza la sustitución de aquellos individuos que son seleccionados en el proceso de muestreo aleatorio simple, pero que no desean participar en la investigación. En otras palabras, que no responden a la encuesta y que, por consiguiente, no formarán parte de la muestra. Como lo señala Martínez (2002), en teoría no debería existir sustitución de individuos para no contaminar el esquema de selección. Sin embargo, en la práctica se acepta la aplicación de algunos métodos de sustitución sin que sus resultados sean debatidos. Por ejemplo, tomar al azar individuos, entre los no seleccionados, y sustituir a los seleccionados no participantes.

De acuerdo con Cochran (1977), existen diferentes razones por las cuales el muestreo estratificado es una técnica ampliamente utilizada. Quizá, la más importante de ellas se centra en el alcance de una mayor precisión en la estimación de las características de la población a partir de la agrupación de individuos relativamente homogéneos en cada estrato.

Para aplicar el método de muestreo aleatorio estratificado, es importante definir los siguientes conceptos, los cuales se utilizan en los cálculos de la media y la varianza muestral y su expansión a la población.

Sea N_h el número total de individuos en el h -ésimo estrato poblacional, n_h el número total de individuos en el h -ésimo estrato muestral, y_{hi} el valor observado de la variable y para el i -ésimo individuo en el h -ésimo estrato. De esta manera se definen:

- Media poblacional en el estrato h :

$$\bar{Y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{N_h} y_{hi}}{N_h}$$

- Media muestral en el estrato h :

$$\bar{y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h}$$

- Varianza poblacional del estrato h :

$$S_h^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N_h} (y_{hi} - \bar{Y}_h)^2}{(N_h - 1)}$$

A partir de las definiciones anteriores es posible construir un estimador de la media poblacional total a través de la media estratificada $\bar{y}_{est}$:

$$\bar{y}_{est} = \frac{\sum_{h=1}^L N_h \bar{y}_h}{N}.$$

La varianza de este estimador está dada por:

$$VAR[\bar{y}_{est}] = \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^L N_h (N_h - n_h) \frac{S_h^2}{n_h}.$$

Puede demostrarse que dicho estimador cumple con la propiedad de insesgamiento, es decir:

$$E[\bar{y}_{est}] = \bar{Y},$$

siendo

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{N_h} y_{hi}}{N}.$$

Bajo muestreo estratificado, la estimación de la proporción poblacional se basa en la proporción de muestreo estratificado:

$$\hat{p}_{est} = \sum_{h=1}^L \frac{N_h p_h}{N},$$

siendo $p_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}}{n_h}$, con $a_{hi} = 1$, si la empresa i dentro del estrato h toma la alternativa específica; $a_{hi} = 0$, en otro caso.

Anexo 3. Cuestionario

Fecha de impresión:	CONFIDENCIAL*	Fecha de impresión:
 BANCO DE LA REPÚBLICA C.G 1786-03	 Centro Nacional de Consultoría Ltda. Diag. 34 N° 5-27 - Santa Fé de Bogotá Conmutador: (1) 339 4888	Encuesta sobre Formación de Precios Banco de la República
Elaborado por : El Banco de la República	Revisado por : Maria José Roldán	Revisado por : Juan Carlos Parra A.

Buenos días/tardes/noches, mi nombre es _____ (dar nombre COMPLETO) y soy entrevistador del Centro Nacional de Consultoría, una empresa que hace estudios para mejorar los productos y servicios que reciben las empresas y las personas. En estos momentos estamos realizando por solicitud del Banco de la República, un estudio sobre el proceso de fijación de los precios en Colombia y necesito hablar con la persona responsable del manejo de este tema en su empresa. Me gustaría hablar con el Gerente General, Gerente de Producción, Gerente de Mercadeo o el Gerente Financiero

ENCUESTADOR: UNA VEZ LO COMUNIQUEN CON LA PERSONA A ENCUESTAR REPITA LA PRESENTACIÓN ANTERIOR Y PREGUNTE:

a. Me podría decir de acuerdo con el valor o volumen de ventas ¿cuál es el principal producto de su empresa?

b. ¿El 100% de las ventas del principal producto de su empresa se realiza en el exterior, es decir, fuera del país?

ENCUESTADOR: SI LA RESPUESTA ES AFIRMATIVA, TERMINE Y REEMPLACE

c. ¿Es usted la persona encargada de fijar los precios de comercialización o venta de ese producto o participa directamente de ese proceso?

Si ☐

No ☐

Si ☐ → Su opinión es muy importante.
¿Me podría dar una cita para responder una encuesta? ¿me puede decir qué día y a qué hora lo puedo visitar?

No ☐ → ¿Me podría decir por favor el nombre de la persona o personas que fija (n) los precios de comercialización o venta de ese producto principal o participa (n) directamente de ese proceso?

Día y Hora _____ y _____

Nombre (s) _____

ENCUESTADOR: REALIZAR CITA Y CONTACTAR LA NUEVA PERSONA

Fecha: _____	Código Entrevistador: _____

1. Ciudad 2. NIT
2. Nombre de la Empresa Teléfono Dirección
3. Nombre del Entrevistado Cargo E-Mail
5. Número Total de Empleados en su Empresa (Tiempo Completo, Parcial, Temporales, a Término Indefinido, outsourcing y otros con tratos)
6. De acuerdo con el valor o volumen de ventas, ¿cuál es su principal producto?
7. ¿Cuál es el criterio para elegir el principal producto?

Volumen de ventas

1.

%

Valor de ventas

2.
8. En el último año contable, ¿qué porcentaje de las ventas totales de su empresa corresponden a ventas de su principal producto en Colombia?

Nota: Las preguntas 9 a 13 deben ser contestada teniendo en cuenta su PRINCIPAL PRODUCTO independientemente de donde se venda o distribuya

9. ¿Cómo clasifica usted su principal producto de acuerdo con los siguientes criterios? (Múltiple respuesta. MOSTRAR TARJETA)	10. ¿Cuál es la distribución de ventas de su principal producto en los siguientes mercados? (en porcentaje)
Bien Final Bien Intermedio Bien de Capital 1 2 3	1. Interno 2. EE.UU. 3. Venezuela 4. Otros destinos internacionales % % % % 100%

11. ¿Existen distintos precios para diferentes compradores de su principal producto? (Si su respuesta es negativa pase a nota 1 y léasela al informante)	12. Para su principal producto, ¿cuál es la importancia de los siguientes factores a la hora de diferenciar sus precios entre diferentes compradores? (Si la respuesta para mercado externo es 3 o 4 continúe, de lo contrario pase a la nota 1) (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante 9 = No sabe / No responde) MOSTRAR TARJETA.																																																																		
Si 1 No 2	<table border="1"> <tr> <td>Mercado externo</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Tiempo de relación con el Cliente</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Formas de Pago</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Plazo de Entrega</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Volumen demandado</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Mercados locales</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Costos de Transporte</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> </table>	Mercado externo	1	2	3	4	9	Tiempo de relación con el Cliente	1	2	3	4	9	Formas de Pago	1	2	3	4	9	Plazo de Entrega	1	2	3	4	9	Volumen demandado	1	2	3	4	9	Mercados locales	1	2	3	4	9	Costos de Transporte	1	2	3	4	9																								
Mercado externo	1	2	3	4	9																																																														
Tiempo de relación con el Cliente	1	2	3	4	9																																																														
Formas de Pago	1	2	3	4	9																																																														
Plazo de Entrega	1	2	3	4	9																																																														
Volumen demandado	1	2	3	4	9																																																														
Mercados locales	1	2	3	4	9																																																														
Costos de Transporte	1	2	3	4	9																																																														
13. ¿Cuál es la importancia de los siguientes factores para diferenciar sus precios entre el mercado interno y el externo? (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = importante, 4 = Muy importante, 9 = No sabe / No responde) MOSTRAR TARJETA.																																																																			
<table border="1"> <tr> <td>Tipo de cambio</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Sistema impositivo del país</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Condiciones socioculturales particulares a cada país</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Fluctuaciones en la demanda del país</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Precios de competidores</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Costos de transporte</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> </table>		Tipo de cambio	1	2	3	4	9	Sistema impositivo del país	1	2	3	4	9	Condiciones socioculturales particulares a cada país	1	2	3	4	9	Fluctuaciones en la demanda del país	1	2	3	4	9	Precios de competidores	1	2	3	4	9	Costos de transporte	1	2	3	4	9																														
Tipo de cambio	1	2	3	4	9																																																														
Sistema impositivo del país	1	2	3	4	9																																																														
Condiciones socioculturales particulares a cada país	1	2	3	4	9																																																														
Fluctuaciones en la demanda del país	1	2	3	4	9																																																														
Precios de competidores	1	2	3	4	9																																																														
Costos de transporte	1	2	3	4	9																																																														
NOTA 1 para leerle al informante: Responda las preguntas restantes para su principal producto teniendo en mente la proporción de éste que es vendida únicamente en el mercado doméstico																																																																			
14. De las ventas totales de su principal producto, que porcentaje se realiza con clientes con los cuales la relación comercial es: De largo plazo (más de 1 año) 0% De corto plazo (menos de 1 año) 0% 100%	15. ¿Cuántos competidores existen para su principal producto en el mercado doméstico? Ninguno 1 Menos de 5 2 Entre 5 y 20 3 Más de 20 4																																																																		
17. Para su principal producto, ¿es su empresa la líder en precios? Si 1 No 2 No Sabe / No Responde 9	16. ¿Con qué frecuencia chequea usted el precio de su principal producto? - Se revisa diariamente (o más frecuentemente) (Pase a la pregunta 20) 1 - Se revisa únicamente en intervalos fijos de tiempo 2 - Se revisa principalmente en intervalos fijos de tiempo, pero también en respuesta a eventos específicos (ej. Cambios radicales en los precios de los insumos) 3 - Se revisa únicamente en respuesta a eventos específicos (Pase a la pregunta 20) 4																																																																		
19. Si usted chequea el precio de su principal producto en intervalos fijos de tiempo, ¿con qué frecuencia lo hace? Semanal 1 Mensual 2 Trimestral 3 Semestral 4 Anual 5 Más de un año 6	20. En los últimos doce meses, ¿cuántas veces ha cambiado el precio de su principal producto? 																																																																		
21. De acuerdo con su experiencia, ¿cree usted que hoy frente a cinco años atrás, ha cambiado la frecuencia de ajuste de precios de su principal producto? (Si su respuesta es No o No sabe / No responde pase a la pregunta 23.) (Marque sólo una opción)	22. Pensando en los últimos cinco años, señale la importancia de cada una de las siguientes razones para explicar por qué ha cambiado la frecuencia de ajuste de los precios (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante, 9 = No Sabe / No Responde)																																																																		
Si ha aumentado 1 Si ha disminuido 2 No ha cambiado 3 No Sabe / No Responde 9	<table border="1"> <tr> <td>Mayor competencia interna</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Menor competencia interna</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Mayor competencia por Importaciones legales/ilegales</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Menor competencia por importaciones legales/ilegales</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Cambios tecnológicos</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Mayor volatilidad en los precios de los insumos</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Menos volatilidad en los precios de los insumos</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Mayor inflación</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Menor inflación</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Mayor tasa de cambio</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> <tr> <td>Menor tasa de cambio</td> <td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td><td>9</td> </tr> </table>	Mayor competencia interna	1	2	3	4	9	Menor competencia interna	1	2	3	4	9	Mayor competencia por Importaciones legales/ilegales	1	2	3	4	9	Menor competencia por importaciones legales/ilegales	1	2	3	4	9	Cambios tecnológicos	1	2	3	4	9	Mayor volatilidad en los precios de los insumos	1	2	3	4	9	Menos volatilidad en los precios de los insumos	1	2	3	4	9	Mayor inflación	1	2	3	4	9	Menor inflación	1	2	3	4	9	Mayor tasa de cambio	1	2	3	4	9	Menor tasa de cambio	1	2	3	4	9
Mayor competencia interna	1	2	3	4	9																																																														
Menor competencia interna	1	2	3	4	9																																																														
Mayor competencia por Importaciones legales/ilegales	1	2	3	4	9																																																														
Menor competencia por importaciones legales/ilegales	1	2	3	4	9																																																														
Cambios tecnológicos	1	2	3	4	9																																																														
Mayor volatilidad en los precios de los insumos	1	2	3	4	9																																																														
Menos volatilidad en los precios de los insumos	1	2	3	4	9																																																														
Mayor inflación	1	2	3	4	9																																																														
Menor inflación	1	2	3	4	9																																																														
Mayor tasa de cambio	1	2	3	4	9																																																														
Menor tasa de cambio	1	2	3	4	9																																																														

23. En el mercado interno a la hora de fijar el precio de su principal producto enfrenta usted algún tipo de limitación diferente a la competencia u otras fuerzas del mercado (Múltiples opciones - MOSTRAR TARJETA)		24. ¿Señale la importancia de las siguientes estrategias en la fijación de precios de su principal producto en el último año? (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante, 9 = No Sabe / No Responde) MOSTRAR TARJETA					
Legales / Regulatorias Precios Internacionales Comunes Directivos Casa Matriz Reducido poder de negociación frente a sus compradores Ninguna de las anteriores	☐ 1 ☐ 2 ☐ 3 ☐ 4 ☐ 5	Fijar precios basados en los precios de los competidores	☐ 1 ☐ 2 ☐ 3 ☐ 4 ☐ 9				
		Fijar precios basados en costos más un margen de ganancia	☐ 1 ☐ 2 ☐ 3 ☐ 4 ☐ 9				
25. Ante cada uno de los siguientes eventos no previstos ¿modifica usted los precios de su principal producto? 25a. Si lo modifica, ¿cuánto tiempo se demora en hacerlo?							
Evento	Si se modifican	No se modifican	Menos de 1 mes	Entre 1 y 3 meses	Entre 3 y 6 meses	Entre 6 y 12 meses	Más de 12 meses
Un incremento significativo e inesperado de la tasa de cambio.	☐ 1	☐ 2	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 5
Un descenso significativo e inesperado de la tasa de cambio	☐ 1	☐ 2	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 5
Un incremento significativo e inesperado en la demanda por su principal producto.	☐ 1	☐ 2	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 5
Un descenso significativo e inesperado en la demanda por su principal producto.	☐ 1	☐ 2	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 5
Un incremento significativo e inesperado en los costos de producción distintos a la tasa de cambio.	☐ 1	☐ 2	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 5
Un descenso significativo e inesperado en los costos de producción distintos a la tasa de cambio.	☐ 1	☐ 2	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 5
26. En la decisión de aumentar el precio de su principal producto, califique la importancia de cada uno de los siguientes factores: (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante) MOSTRAR TARJETA							
Factores							
1. Un cambio en los costos laborales	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
2. Un cambio en los costos financieros	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
3. Un cambio en los costos de las materias primas	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
4. Un cambio en los precios de la energía y el combustible	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
5. Un cambio en los precios de los competidores	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
6. Un cambio en los impuestos y otras cargas tributarias	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
7. Un cambio en la demanda por su producto	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
8. Un cambio en la tasa de cambio	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
27. En la decisión de disminuir el precio de su principal producto, califique la importancia de cada uno de los siguientes factores: (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante) MOSTRAR TARJETA							
Factores							
1. Un cambio en los costos laborales	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
2. Un cambio en los costos financieros	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
3. Un cambio en los costos de las materias primas	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
4. Un cambio en los precios de la energía y el combustible	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
5. Un cambio en los precios de los competidores	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
6. Un cambio en los impuestos y otras cargas tributarias	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
7. Un cambio en la demanda por su producto	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
8. Un cambio en el tipo de cambio	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
28. Califique la importancia de la siguiente información al momento de calcular el precio de su principal producto: (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante, 9 = No Sabe / No Responde) MOSTRAR TARJETA							
- Información sobre el comportamiento pasado de variables tales como: demanda, costos, precio de los competidores...	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
- Información sobre el comportamiento actual de variables tales como: demanda, costos, precio de los competidores...	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
- Información sobre pronósticos de todas las variables relevantes en la maximización de sus ganancias	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
- Inflación pasada	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
- Inflación actual	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		
- Inflación esperada	☐ 1	☐ 2	☐ 3	☐ 4	☐ 9		

29. Evalúe la importancia de la meta de inflación fijada por el Banco de la República para las decisiones de precios que toma su empresa (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante) MOSTRAR TARJETA	1	2	3	4	9
30. Evalúe la importancia de la fijación del salario mínimo legal por parte del gobierno para las decisiones de precios que toma su empresa (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante) MOSTRAR TARJETA	1	2	3	4	9
31. Si existen razones para cambiar los precios de su principal producto, ¿qué importancia tiene cada uno de los siguientes factores para NO hacerlo? (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy importante) MOSTRAR TARJETA					
	No importante	Poco importante	Importante	Muy importante	No sabe
* La existencia de contratos escritos especificando que los precios sólo pueden ser cambiados cuando el contrato sea renegotiado.	1	2	3	4	9
* A pesar de la ausencia de un contrato escrito, existe un acuerdo implícito con sus clientes, según el cual ellos esperan que no aumenten los precios cuando las condiciones económicas así lo ameritan.	1	2	3	4	9
* La existencia de unos costos asociados con los cambios en los precios. Por ejemplo, la impresión de nuevas listas de precios, los costos de anunciar los cambios, etc.	1	2	3	4	9
* El riesgo de que los competidores no cambien los precios, es decir, la empresa no quiere ser la primera en cambiar los precios	1	2	3	4	9
* La frecuencia de la información usada para revisar (y finalmente cambiar) los precios de su principal producto es irregular. Por lo tanto, los precios responden lentamente a nuevas condiciones.	1	2	3	4	9
* La situación que generaría el cambio de precio es considerada como transitoria	1	2	3	4	9
* Las características del producto podrían ser modificadas o alteradas	1	2	3	4	9
* Los costos laborales y de materias primas empleados en la producción de su principal producto no cambian	1	2	3	4	9
* Existen umbrales de precios que pueden ser más atractivos para los clientes. Por ejemplo se puede pensar que su producto se vende más fácil a \$4.999 que a \$5.000	1	2	3	4	9
32. ¿Las respuestas entregadas por usted respecto a su producto principal representan de igual manera sus otros productos?					
Si	1	No	2	No Aplica. La compañía tiene un solo producto	6

Anexo 4. Tratamiento de valores faltantes por no respuesta

Como lo señalan Lohr (1999), Durrant (2005), Särndal y Lundström (2005) y el SAS Institute (2005), la existencia de valores faltantes o la no respuesta en las preguntas de una encuesta conduce potencialmente a un sesgo en las estimaciones de las características de la población. Existen diferentes métodos que les imputan valores plausibles a los datos faltantes para producir un conjunto completo de información. Así, la razón principal de un método de imputación es reducir el sesgo de no respuesta, el cual ocurre debido a que la distribución de los valores faltantes, que se supone conocida, en general difiere de la distribución de las respuestas observadas.

El método utilizado en este trabajo pertenece a la categoría de métodos de imputación múltiple. La idea básica de estos métodos se centra en la asignación aleatoria de diferentes valores a la respuesta faltante, lo cual permite incorporar incertidumbre sobre el verdadero valor no observado. En la práctica, uno de los métodos más utilizados en el contexto de imputación múltiple es el enfoque paramétrico bayesiano de Markov chain Monte Carlo (MCMC)¹³, el cual supone una distribución normal multivariada en el conjunto de variables con información faltante (Schafer, 1997).

En aquellos casos donde no fue posible obtener imputación a partir de la aplicación del MCMC, se utilizó el método de media no condicional que pertenece a los métodos deductivos de imputación determinística simple (véase Durrant, 2005). Este método le asigna al valor faltante el promedio simple de los valores observados de su estrato.

¹³ El ejercicio de imputación (MCMC) se realizó mediante el procedimiento MI del SAS Institute (2005).

Anexo 5. Cálculo de la media y la varianza estratificada ponderada

Con el propósito de alcanzar una mejor representatividad de la medida de tendencia central por estrato, la media estratificada muestral (Anexo 1) se ajusta ponderando cada una de las empresas por su importancia dentro del estrato. En este trabajo se utilizan como medida de importancia los ingresos operacionales de las empresas, declarados ante la Superintendencia de Sociedades y la Superintendencia Financiera en el 2005.

En general, el cálculo de la media estratificada ponderada se basa en el desarrollo teórico de la estimación de una razón de variables aleatorias por estrato y de su promedio ponderado (véanse Hansen *et al.*, 1953a, 1953b). Así, la media estratificada ponderada por una medida de importancia de la empresa se define como:

$$\hat{\bar{y}}_{est} = \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_i x_i}{n_h}}{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}} = \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_i}{n_h}}{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}}.$$

En nuestro caso, y_i es la respuesta a una pregunta particular de la i -ésima empresa en el h -ésimo estrato y x_i es el valor de los ingresos operacionales netos de la correspondiente empresa. Además, puede definirse la varianza de dicho estimador como sigue:

$$VAR(\hat{\bar{y}}) = \frac{1}{\left(\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h} \right)^2} \left[\sum_{h=1}^L \left\{ N_h \left(\frac{N_h}{n_h} - 1 \right) \right\} \left(S_{y(h)}^2 + \hat{C}^2 S_{x(h)}^2 - 2\hat{C} S_{y'x(h)} \right) \right]$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{\left(\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h} \right)^2} \left[\sum_{h=1}^L \left\{ N_h \left(\frac{N_h}{n_h} - 1 \right) \right\} \left[\begin{aligned} &S_{y(h)}^2 + \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h} \frac{N_h}{n_h} y_i x_i}{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}} \right)^2 S_{x(h)}^2 - \\ &2 \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h} \frac{N_h}{n_h} y_i x_i}{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}} \right) S_{y'x(h)} \end{aligned} \right] \right] \\
&= \frac{1}{\left(\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h} \right)^2} \left[\sum_{h=1}^L \left\{ N_h \left(\frac{N_h}{n_h} - 1 \right) \right\} \left[\begin{aligned} &\left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \left(y_i' - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_i'}{n_h} \right)^2}{n_h - 1} \right\} + \\ &\left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h} \frac{N_h}{n_h} y_i x_i}{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}} \right)^2 \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \left(x_i - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} x_i}{n_h} \right)^2}{n_h - 1} \right\} - \\ &2 \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h} \frac{N_h}{n_h} y_i x_i}{\sum_{h=1}^L N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}} \right) \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \left(y_i' - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_i'}{n_h} \right) \left(x_i - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} x_i}{n_h} \right)}{n_h - 1} \right\} \end{aligned} \right] \right]
\end{aligned}$$

Por otro lado, considerando el ponderador de importancia de la empresa dentro del estrato, se define la proporción estratificada ponderada como:

$$\hat{p} = \frac{\sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{n_h} \frac{N_h}{n_h} a_{hi} x_i}{\sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{n_h} \frac{N_h}{n_h} x_i},$$

donde a_{hi} toma el valor de 1 si la empresa elige una alternativa específica y 0 en caso contrario.

Algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de los precios regulados en Colombia

Enrique López Enciso*

* Investigador principal de la Unidad de Investigación de la Gerencia Técnica del Banco de la República. Agradezco la colaboración de Édgar Caicedo en la construcción de la base de datos utilizada en este documento y la de Daniel Parra y Santiago de la Cuesta por algunos de los cálculos que se llevaron a cabo para esta investigación. También agradezco los comentarios de Fernando Tenjo, Leonardo Villar, Hernando Vargas, Carlos Huertas, Adolfo Cobo, Édgar Caicedo y Munir Jalil, así como los de un evaluador anónimo, muy útiles para mejorar una primera versión de este capítulo. Por supuesto, los puntos de vista expresados aquí son de mi entera responsabilidad.

I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo tiene como objetivo establecer algunos hechos estilizados para Colombia, acerca del comportamiento de los precios denominados “regulados”, correspondientes a un grupo de bienes o servicios que tienen una característica esencial: sus precios se administran por contrato o son monitoreados por alguna autoridad económica. Estos precios se encuentran vinculados, por medio de un determinado tipo de mecanismo de indexación, a algún índice de precios de la economía o a la tasa nominal de cambio, y como consecuencia de esa relación responden lenta y erráticamente a las fuerzas del mercado (Blinder, 1994). Por esa razón, el comportamiento de los precios de los bienes o servicios regulados podría tener importantes repercusiones en la persistencia de la inflación agregada, al afectar los cambios de los precios que sí responden a las señales del mercado (Cufer, Mahadeva y Sterne, 2002).

La literatura económica reconoce que tener en cuenta la existencia y la evolución de este tipo de precios es esencial en el análisis de las rigideces nominales de precios y de la persistencia de la inflación. Sin embargo, los trabajos internacionales en esa área son relativamente escasos y en su mayoría han sido llevados a cabo en el Banco Central Europeo, en el contexto de la investigación sobre persistencia de la inflación que se realiza en esa entidad (Lünnemann y Mathä, 2005). Para Colombia existen pocos trabajos que examinen el grado de indexación presente en la canasta del IPC hacia mediados de la década de los noventa (Fedesarrollo, 1994).

En el trabajo pionero de Jaramillo, Caicedo y Alvarado (1995) existe alguna evidencia sobre el comportamiento de los precios de algunos de los bienes estudiados en este capítulo. Sin embargo, por el objetivo particular de ese estudio es relativamente poco lo que se puede deducir sobre el comportamiento de los precios regulados. Algo similar se puede decir de otros trabajos que han examinado el tema de las rigideces de precios en Colombia pero que han recurrido a fuentes de información diferentes a la utilizada en el presente trabajo.

En este capítulo se describe desde varios puntos de vista el comportamiento de los precios de los bienes regulados. En primer lugar, se examinan los precios relativos y la inflación de los bienes regulados comparada con la de los bienes libres sujetos a las fuerzas de mercado. Un segundo nivel de análisis se refiere al grado de rigidez (en los precios) de ese tipo de bienes. En tercer lugar, se investigan preliminarmente las implicaciones que tiene sobre la persistencia de la inflación total la presencia

de las rigideces asociadas a este tipo de bienes y que implican un mecanismo de formación de precios que mira hacia atrás y no hacia adelante.

II. DEFINICIÓN DE PRECIO REGULADO EN COLOMBIA

En Colombia el término “precios regulados” se refiere a los precios de los bienes que no responden a las fuerzas de la oferta y la demanda, ya sea porque son determinados por contratos preestablecidos o porque son fijados por alguna entidad perteneciente al sector público.

La categoría de los precios regulados utilizada en este trabajo es tomada de la clasificación de la canasta de precios al consumidor utilizada internamente en el Banco de la República (Cuadro 1). De un total de 176 ítems que conforman la canasta de bienes del índice de precios al consumidor (IPC), solamente diez corresponden a precios regulados, de acuerdo con el criterio de elección definido en este trabajo. El peso relativo de estos bienes dentro del IPC es de 9,04 %. Si se tiene en cuenta la importancia que tienen los precios de la energía dentro de los regulados, es prudente dividir el total de estos bienes en dos grupos: energía, con un peso de 3,15 % en la canasta, y otros regulados, que tienen un peso de 5,89%. La estructura de ponderación que se reporta en el cuadro corresponde a la canasta vigente del IPC, que se modificó en diciembre de 1998.

En el grupo de regulados pertenecientes a la energía se encuentran bienes que corresponden al consumo de energía de los hogares, como el gas, la gasolina y la energía eléctrica. El precio de la gasolina es fijado por el Ministerio de Minas y Energía, entidad que ha planteado recientemente la necesidad de reducir los subsidios a este combustible y acercar su precio al nivel internacional. La energía eléctrica y el gas, por otro lado, son regulados por la Comisión de Regulación de Energía y Gas (CREG). En el grupo del resto de regulados se encuentra un bien público como el agua, regulado también por una agencia reguladora, la Comisión de Regulación de Agua Potable y Saneamiento Básico (CRA), y el transporte para diferentes modalidades, básicamente urbanas e intermunicipales. La regulación en este grupo se hace a nivel local por las autoridades municipales y en el ámbito nacional por el Ministerio de Transporte.

En términos generales, el ajuste de los precios regulados sigue varios tipos de reglas. Con relación a las cláusulas contractuales, los incrementos en los precios

de los bienes regulados se basan en la inflación pasada medida por las variaciones en el IPC o en el índice de precios al productor (IPP). Los precios de la gasolina y de muchos de los subproductos del petróleo se incrementan de acuerdo con la tasa de cambio y los precios internacionales del petróleo¹.

CUADRO 1. UN PANORAMA DE LOS PRECIOS REGULADOS EN COLOMBIA

	Peso en el IPC (diciembre de 1998)	Frecuencia de ajuste	Autoridad regulatoria	Precio indexado
Regulados energía	3,15			
Gas	0,60	Mensual	CREG	IPP en distribución. IPC en comercialización
Energía eléctrica	1,46	Mensual	CREG	IPP en distribución. IPC en comercialización
Combustible	1,08	Mensual	Ministerio de Minas y Energía	Precio internacional WTI
Regulados				
Acueducto, alcantarillado y aseo	1,29	Irregular	CRA	IPC
Bus	1,87	Irregular	Secretaría de Tránsito del municipio	Costos
Buseta	0,48	Irregular	Secretaría de Tránsito del municipio	Costos
Taxi	1,07	Irregular	Secretaría de Tránsito del municipio	Costos
Otros medios para transporte urbano	0,39	Irregular	Secretaría de Tránsito del municipio	Costos
Bus intermunicipal	0,62	Irregular	Secretaría de Tránsito del municipio	Costos
Otros Transporte intermunicipal	0,16	Irregular	Secretaría de Tránsito del municipio	Costos
Total regulados	9,04			

Fuente: cálculos propios.

¹ Véase el Anexo 2 de la versión original de este documento (López, 2009).

Para poder comprender cada caso particular se debe tener en cuenta que la regulación de precios es una parte importante de un modelo nuevo de provisión de los servicios públicos que se implantó en Colombia a partir de la Constitución de 1991 y que tuvo expresiones concretas a partir de 1994 con la expedición de las leyes 142 y 143. Estas últimas llevaron a un cambio en el diseño de la política y en la regulación de los servicios públicos. A partir de entonces, y en muy pocos años, se construyó toda una nueva estructura institucional: comenzaron a funcionar comisiones de regulación para la energía eléctrica y el gas, las telecomunicaciones y el agua potable. Se traspasó al sector privado parte de la propiedad de las empresas de generación y distribución de energía. Se redujo la carga fiscal del sector eléctrico para el gobierno central, la cual había sido muy elevada en los años ochenta. Se puso en funcionamiento el Mercado Mayorista de Energía. El Estado vendió al sector privado, nacional y extranjero, licencias para el establecimiento y la operación de la telefonía móvil y abrió a la competencia la larga distancia. Se entregaron en concesión algunos acueductos y servicios de aseo al sector privado. Se redujeron las tarifas a los usuarios finales de energía eléctrica y telefonía. Se enfrentó con éxito la amenaza de un racionamiento eléctrico en 1997-1998. Se otorgaron las llamadas “concesiones de primera generación” para la construcción de obras públicas, especialmente carreteras. En el nuevo andamiaje institucional también se incluyó la creación de la Superintendencia de Servicios Públicos Domiciliarios (Caballero, Jadresic y Ramírez, 2004).

El sustento conceptual de las reformas estaba en el cambio que se le daba a la participación del Estado en la provisión de servicios públicos. Se buscaba con estas que la regulación permitiera la operación de las empresas en un ambiente de competencia con altos niveles de eficiencia. De forma complementaria, el Estado debía garantizar el acceso de toda la población a esos servicios.

Las reformas introducidas en los sectores de comunicaciones, energía, gas, acueducto y alcantarillado pueden enmarcarse en tres grandes grupos y momentos: las reformas de rango constitucional en 1991, las reformas de rango legal introducidas principalmente en 1994, y las reformas de rango regulatorio introducidas gradualmente a partir de 1994. En todos estos procesos, con base en la ley 142 de 1994, se desarrolló el régimen tarifario de los servicios públicos domiciliarios de la Constitución de 1991 y se dieron aumentos considerables en las tarifas y en la participación del capital privado en el sector. Una consecuencia de lo anterior es que gracias al nuevo régimen tarifario de la ley 142 se han conseguido aumentos en cobertura y calidad de los servicios públicos domiciliarios.

En términos generales, las tarifas de los servicios públicos contempladas en la ley 142 tienen dos partes: a) un cargo fijo, ligado a los costos fijos de operación y b) un cargo variable, ligado a los costos variables y, por ende, al consumo. De la naturaleza del cargo fijo se deriva un cobro independiente del consumo del usuario. De fondo, sirve para recuperar los costos de la disponibilidad del servicio. Las comisiones de regulación desarrollaron de acuerdo con las características particulares de cada sector sus respectivas fórmulas tarifarias.

Sin embargo, entre los precios de los servicios públicos existen algunos, como los de la gasolina y el transporte, que no están dentro del esquema descrito anteriormente. Los precios de estos bienes son regulados por los ministerios respectivos y su evolución depende más de un concepto de precios vigilados que de un precio que forme parte de una política de regulación general.

Para el caso de la definición de precios de la gasolina existen consideraciones asociadas al carácter estratégico de este producto y su impacto en las finanzas públicas. Recientemente y en concordancia con lo señalado en el Plan Nacional de Desarrollo para el período 2006-2010, el gobierno nacional viene avanzando en el proceso de desmonte de los subsidios a los combustibles líquidos (gasolina corriente y diésel), con el propósito de incentivar la competencia y la inversión en la industria de refinación e importación de estos combustibles, lo cual debería asegurar el abastecimiento de estos en el mediano plazo.

Para el caso del transporte se ha detectado que no existe separación clara de las funciones de política, regulación y operación de las entidades del sector. La regulación, en particular, está basada en un decreto que definía la regulación para varios modos de transporte, ignorando las particularidades de cada uno de ellos. Las tarifas intermunicipales del transporte de pasajeros siguen siendo definidas por el Ministerio de Transporte, mientras que se han descentralizado las correspondientes al transporte urbano.

III. LA INFLACIÓN DE LOS REGULADOS EN LOS AÑOS RECIENTES

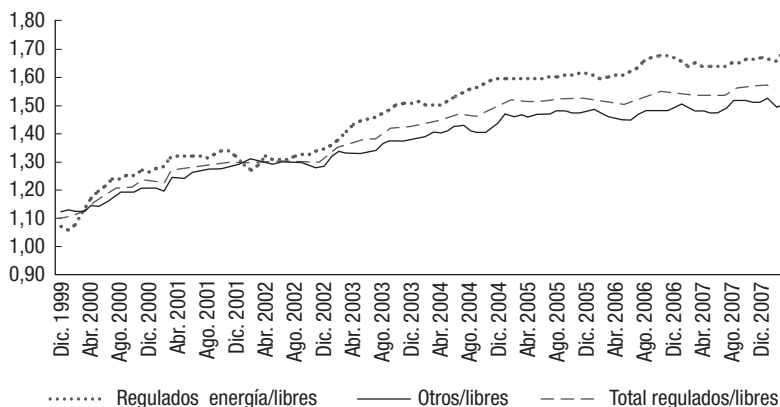
En el Gráfico 1 se observan las trayectorias de la razones entre los índices de precios de los bienes regulados y el índice de precios de los bienes libres, en el período comprendido entre diciembre de 1999 y diciembre de 2007. Los precios libres se denominan de esa forma porque se determinan libremente por las fuerzas

del mercado. El comportamiento de la relación refleja la evolución de los precios de los bienes regulados y libres.

Se presentan varias razones: índice de los precios regulados totales con relación a los precios libres, índice de los precios de energía regulados e índice de los precios de los otros regulados respecto a los precios libres. Se observa en todos los casos una relación que aumenta paulatinamente desde 1999. Este comportamiento indica que los precios de los bienes regulados han tenido incrementos mayores que los precios determinados por el mercado y con esto se ha presionado la inflación total. También es de interés señalar que la razón de los índices de los regulados de energía/libres tiene un nivel más alto que la razón de otros regulados/libres, lo cual significa que el incremento de los precios de los regulados energéticos fue superior en el período considerado al incremento de los otros bienes regulados.

Primer hecho estilizado: Las razones de los índices de precios de los bienes regulados con relación al índice de los precios de los bienes libres presentan una tendencia creciente desde 1999.

GRÁFICO 1. RAZONES DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS DE REGULADOS RELATIVOS AL ÍNDICE DE PRECIOS LIBRES



Fuente: cálculos propios.

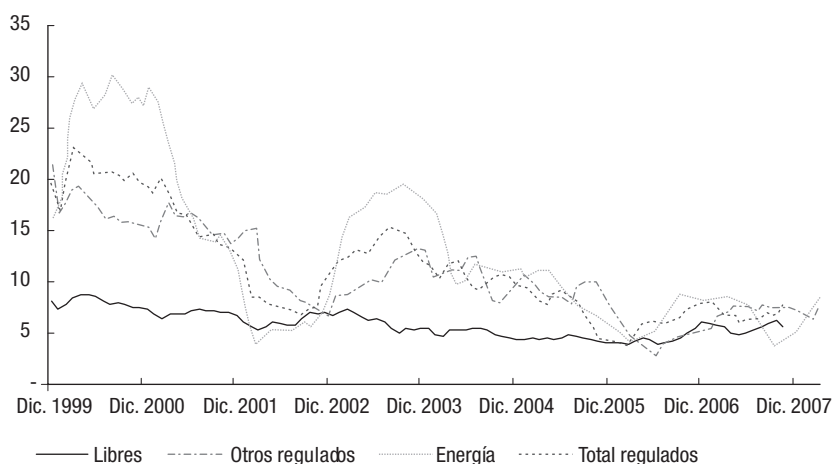
El Gráfico 2 muestra cómo al finalizar el siglo la inflación anual de los precios regulados fluctuaba alrededor del 20%. Este último un registro muy superior al de la inflación de los precios libres, que ya para ese momento se situaba en una franja entre 5% y 10%, que posteriormente descendió a cifras inferiores al 5% y permaneció allí por cerca de tres años (mayo de 2004 a enero de 2007). La variación anual

de los precios de la energía fue más alta y llegó a 30% en algunos episodios, para posteriormente descender aunque no sin pausa, con un rebrote importante hacia mediados de 2003.

En términos generales, la norma para el período examinado es una variación anual de los precios de los regulados superior a la observada para los precios libres. La diferencia, sin embargo, se ha reducido sustancialmente y llegó en algún momento a ser cercana a cero e incluso ligeramente inferior a cero (junio de 2006). En el período más reciente se observa que la inflación de los precios libres aumenta más del 5% y tras ella va la inflación de los regulados, como una posible consecuencia de los mecanismos de indexación a la inflación total que persisten en la formación de los precios de esos bienes.

El Gráfico 2 ilustra cómo los movimientos de la inflación de regulados divergen en muchos períodos de los observados en la inflación de precios libres. La diferencia se reduce al final de la muestra. Este resultado podría sugerir que el comportamiento de los precios libres no captura los cambios de corto plazo en el costo de vida. Una medida más precisa de esa relación es el coeficiente de correlación cruzada. El coeficiente de correlación entre la inflación libre y la inflación de regulados es de 0,65. La elección de las inflaciones anuales para hacer el examen de la relación entre las dos variables refleja el interés que tienen las autoridades económicas y

GRÁFICO 2. PRECIOS REGULADOS Y LIBRES. VARIACIÓN DOCE MESES



Fuente: cálculos propios.

los trabajadores en esas tasas anuales. La utilización de las tasas anuales reduce también la estacionalidad en los datos, con lo cual puede mejorar sustancialmente la estimación de las relaciones entre las variables.

Segundo hecho estilizado: Durante la mayor parte del período examinado, la variación anual de los precios de los regulados es superior a la variación anual de los precios libres.

En el Cuadro 2 se observa con mayor detalle el comportamiento de la inflación de los regulados. En el cuadro se mide la inflación entre diciembre de 1998 y marzo de 2008. Durante la mayor parte del período examinado, la política monetaria se caracteriza por la flexibilización de la tasa de cambio y la adopción del régimen de metas de la inflación². En el período, la inflación total medida por el IPC fue de 84% y para el mismo período el conjunto de los precios regulados presentó un crecimiento de 174,7%. Los precios de los regulados clasificados como energía crecieron 195,3% y los otros regulados 163,7%. Entre los precios regulados con mayores aumentos se destacan el combustible (298%), el gas (193,2%), el pasaje de bus urbano (192,2%) y el acueducto (182%).

La contribución del crecimiento de los precios de regulados a la inflación del período fue cercana al 19%. Dado el reducido peso relativo que tienen los índices de esos precios dentro de la canasta del IPC, esta cifra resulta particularmente elevada. Como es de esperar con ese resultado general, la contribución individual de algunos de los regulados a la inflación total es muy alta; tal es el caso del pasaje de bus urbano (4,2%), los combustibles (3,8%) y el acueducto (2,8%). Ese comportamiento, a primera vista, se puede atribuir a una recomposición de precios frente a un rezago en los precios relativos de esos ítems para períodos anteriores.

Tercer hecho estilizado: La contribución del crecimiento de los precios de los bienes regulados a la inflación total fue relativamente alta, teniendo en cuenta el tamaño de su peso relativo dentro de la canasta de bienes del consumidor.

² Hacia finales de septiembre de 1999, la junta del Banco de la República optó por dejar flotar el tipo de cambio, teniendo como marco de referencia un programa de ajuste macroeconómico con el Fondo Monetario Internacional, que operaría hasta el 2002. La adopción de la estrategia de “inflación objetivo” se dio en octubre de 2000.

CUADRO 2. EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS REGULADOS

Ítems	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	1999-2008
Inflación total	9,2	8,7	7,6	7,0	6,5	5,5	4,9	4,5	5,7	5,9	84,0
Regulados energía	16,0	26,8	11,7	9,0	17,9	11,2	5,5	8,1	5,3	8,2	195,3
Gas	11,4	22,9	21,5	7,3	17,6	4,0	6,6	11,8	5,5	6,5	193,2
Energía eléctrica	3,9	25,3	11,3	9,9	14,3	8,8	-0,2	3,3	2,1	6,7	120,2
Combustible	34,9	30,3	7,9	9,0	21,8	16,9	10,3	10,4	7,6	10,1	298,0
Otros regulados	21,6	15,7	14,3	6,5	13,1	9,7	7,3	5,0	7,1	7,4	163,7
Acueducto, alcantarillado y aseo	21,4	24,6	20,7	9,3	13,4	5,9	9,6	0,2	4,4	7,1	182,1
Bus	26,7	17,2	13,4	8,1	14,1	10,9	7,3	5,5	8,9	7,7	192,2
Buseta	31,9	11,1	14,4	2,6	22,9	11,3	2,9	3,2	9,0	8,8	173,2
Taxi	18,9	12,8	10,4	3,8	7,5	10,7	8,0	8,0	7,8	8,5	141,6
Otros medios para transporte urbano	19,1	13,4	9,9	8,5	11,8	15,3	9,2	5,2	6,2	4,4	161,8
Bus intermunicipal	8,2	3,8	12,5	3,0	10,7	8,4	3,7	13,2	6,2	7,1	97,1
Otros Transporte intermunicipal	8,6	3,2	8,0	-3,8	11,7	8,6	2,2	10,8	1,8	1,6	65,4
Total regulados	19,6	19,5	13,3	7,4	14,8	10,2	6,7	6,1	6,4	7,7	174,7

Fuente: DANE. Cálculos propios

IV. RIGIDECES EN LOS PRECIOS DE LOS REGULADOS

En esta sección se muestran varias medidas que permiten examinar el comportamiento comparado de las variaciones mensuales de los precios regulados en relación con los de otro tipo de bienes. Con esto es posible observar el grado de la rigidez de esos precios en comparación con los otros bienes contemplados en el IPC. También se examina la posible rigidez de los precios al alza y a la baja.

Para llevar a cabo los ejercicios se utilizó la base de datos del IPC con información mensual para el período comprendido entre diciembre de 1998 y marzo de 2008, referida arriba. Los resultados pueden no ser directamente comparables con los de otros trabajos, ya que se utilizan índices y no precios individuales. Dado que los índices de precios son construidos como promedios encadenados, no se puede ignorar que tengan un comportamiento diferente al de los precios individuales. A pesar de lo anterior, los índices proveen una muy buena posibilidad para analizar la rigidez de los precios y la persistencia de la inflación.

La canasta del IPC se divide en categorías amplias siguiendo la propuesta del sistema estadístico europeo: alimentos no procesados, alimentos procesados, bienes durables, bienes no durables, servicios, regulados energía y otros regulados (véase Anexo 1).

A. Frecuencia de los cambios de los precios y duración implícita

En la columna 3 del Cuadro 3 se observa la distribución de las frecuencias promedio de cambio para las agrupaciones del IPC, así como el total de bienes de la canasta. Este indicador se lee de la siguiente forma: para un grupo (o sector) que cambie frecuentemente sus precios, el indicador tendrá un valor de uno (100% en términos porcentuales), lo cual implica que todos los ítems dentro del grupo cambiaron su precio en un determinado período; por el contrario, si no hay ningún cambio en los precios, el valor de la medida es cero.

Alternativamente, se puede examinar también el resultado de la mediana, una mejor medida de tendencia central para datos de frecuencia como los que se están examinando en este capítulo. Se puede construir una medida complementaria a la anterior, que mide la duración mediana del cambio de los precios. La duración mediana corresponde al inverso de la mediana de la frecuencia³. Esta medida se interpreta como el número de meses, en este ejercicio en particular, en los que un precio se deja de modificar, ya sea al alza o a la baja.

Una primera mirada a los datos muestra que para el total de los sectores la frecuencia promedio de cambio de precio es de aproximadamente 0,94. La mediana de la

³ Todos los cálculos se hicieron a partir de dos enfoques: frecuencia y duración. Para poder llevar a cabo los cálculos, se trabajó con una distribución de Bernoulli y con la distribución binomial asociada.

frecuencia es de 0,93, con una duración mediana para el cambio en los precios de 1,07 meses. Los precios de los alimentos no procesados muestran la frecuencia más alta de cambio con una media igual a uno, lo cual es equivalente a decir que los cambios de los precios de estos bienes se han presentado en todos los meses contemplados en la muestra. En orden decreciente le siguen las categorías de bienes no durables, alimentos procesados, regulados energía, bienes durables, servicios y, por último, otros regulados. Si todos los regulados se agregan, el resultado es que este tipo de bienes presenta una menor frecuencia de modificación en los precios.

CUADRO 3. DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS DE CAMBIO DE LOS PRECIOS

Clasificación por sectores	Número de índices	Promedio	Desviación estándar	Percentiles					Duración mediana implícita
				5%	25%	Mediana	75%	95%	
Alimentos no procesados	15	1,00	0,00	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Alimentos procesados	34	1,00	0,00	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
Servicios	41	0,92	0,00	0,91	0,91	0,92	0,92	0,92	1,09
Bienes durables	57	0,93	0,00	0,92	0,93	0,93	0,93	0,93	1,08
Bienes no durables	19	1,00	0,00	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Regulados energía	3	0,99	0,01	0,98	0,98	0,99	0,99	1,00	1,01
Regulados	7	0,74	0,02	0,72	0,73	0,74	0,75	0,77	1,35
Total	176	0,93	0,00	0,93	0,93	0,93	0,94	0,94	1,07

Fuente: DANE. Cálculos propios.

La duración mediana implícita para el cambio en los precios es más alta para los regulados con un valor de 1,3 meses y le siguen los alimentos procesados y los servicios. Después vienen los alimentos procesados, los regulados energía y los bienes no durables. El comportamiento de los alimentos con una media igual a uno indica que estos bienes cambiaron de precio en todos los meses de la muestra. También en este caso, si se suman todos los regulados, este total sería el índice de precios más rígido de todos los considerados en el ejercicio.

Los ítems con precios más rígidos dentro del IPC se muestran en el Cuadro 4. Con esta presentación se tiene una idea precisa acerca de la rigidez de los precios de algunos ítems, la cual se pierde en el cálculo agregado. Los ítems más rígidos corresponden en su mayoría a los precios regulados y de los servicios. La duración nunca excede los seis meses y los casos más destacables son los índices de los juegos de azar y los textos escolares, que superan los 4 meses.

CUADRO 4. ÍTEMS MÁS RÍGIDOS DEL IPC

Índices	Duración mediana implícita
Juegos de azar	4,440
Texto	4,269
Porte de cartas	3,828
Otros costos educativos	3,083
Pensiones	3,000
Matrículas	2,846
Matrículas	2,176
Servicios bancarios	1,657
Taxi	1,657
Otros medios para transporte urbano	1,609
Otros servicios	1,586
Otros servicios financieros	1,586
Buseta	1,563
Bus	1,521
Aseguramiento privado	1,500
Otros Transporte intermunicipal	1,388
Otros servicios de telefonía	1,306
Periódicos	1,220
Bus intermunicipal	1,168
Servicios de TV	1,133
Revistas	1,110
Pasaje aéreo	1,057
Otros artículos relacionados con cultura y esparcimiento	1,047
Vehículos	1,047
Pantalones	1,037

Fuente: DANE. Cálculos propios.

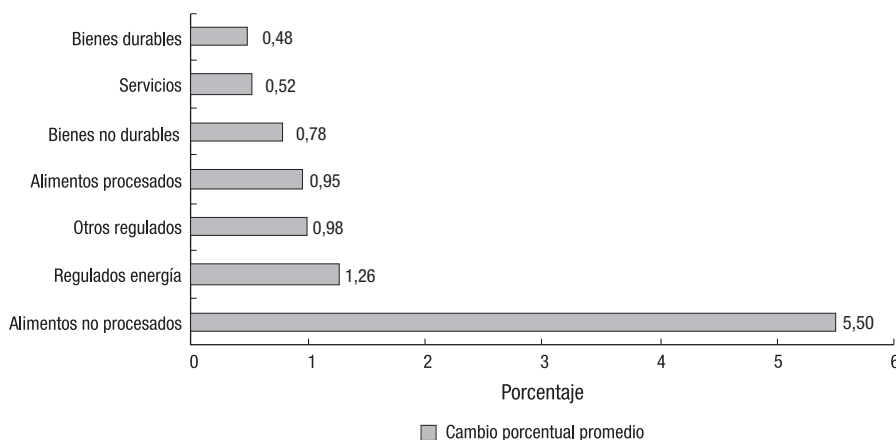
Los resultados de una alta frecuencia de cambios para los alimentos no procesados y una baja frecuencia para los servicios y regulados están en línea con la evidencia internacional de estudios microeconómicos sobre el comportamiento de los precios al consumidor. Esto es cierto, en particular, para las investigaciones que utilizan información proveniente de las encuestas que interrogan a los empresarios (Lünne-mann y Mathä, 2005).

Cuarto hecho estilizado: Los índices de los precios regulados y de los servicios son más rígidos que los restantes índices dentro de la canasta del IPC.

B. Magnitud de los cambios promedio de los precios

En el Gráfico 3 se observa cómo los precios de los alimentos no procesados son los que presentan un mayor cambio absoluto (5,50%). La segunda categoría en el *ranking* son los regulados energía (1,26%). Los otros bienes regulados son los terceros en la clasificación (0,98%). En el otro extremo de la escala y en orden creciente se encuentran los bienes con un menor cambio absoluto: los bienes durables (0,48%), servicios (0,52%), bienes no durables (0,78%) y los alimentos procesados (0,95%). No habría entre los extremos un punto medio y la información del gráfico muestra cambios absolutos en los precios de un tamaño relativo grande y cambios pequeños.

GRÁFICO 3. CAMBIO PORCENTUAL PROMEDIO DE LOS PRECIOS POR CATEGORÍA DEL IPC (PROMEDIO PONDERADO)

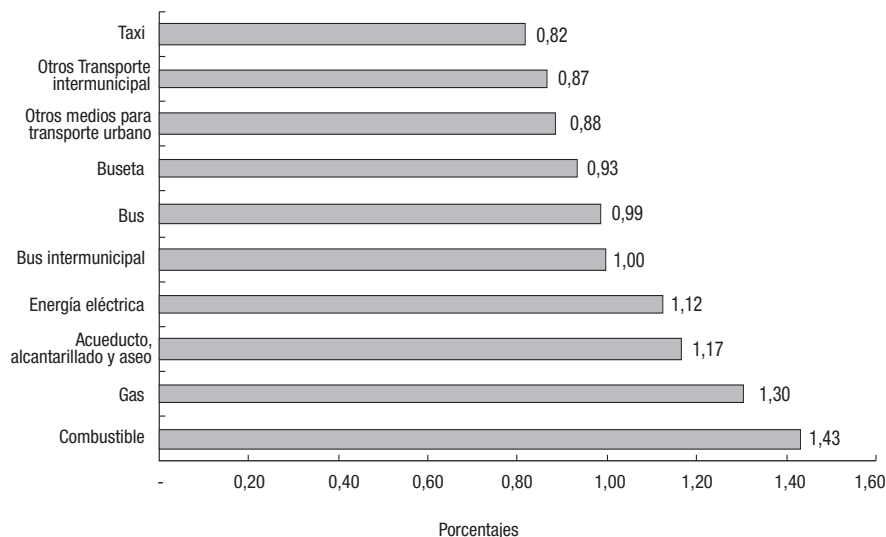


Fuente: cálculos propios.

El Gráfico 4 muestra los cambios absolutos en los precios regulados, tal y como se registran en los cálculos antes de la multiplicación por su peso específico dentro de la canasta del IPC. No se observa heterogeneidad en cuanto al tamaño promedio de los cambios en los precios y todos se mueven alrededor de una variación del 1%. El ítem con un mayor valor absoluto en el cambio promedio corresponde al combustible, seguido por el gas. Individualmente, los mayores cambios se dan en ítems que pertenecen al rubro de alimentos no procesados (tomate, arveja, zanahoria, cebolla), como se observa en el Gráfico 5.

Quinto hecho estilizado: Los índices de precios de los alimentos no procesados presentan un cambio absoluto mayor en relación con los otros índices del IPC. Le siguen en importancia los precios de las dos categorías de los precios regulados.

GRÁFICO 4. CAMBIO PROMEDIO DE LOS (ÍNDICES DE) PRECIOS DE LOS BIENES REGULADOS

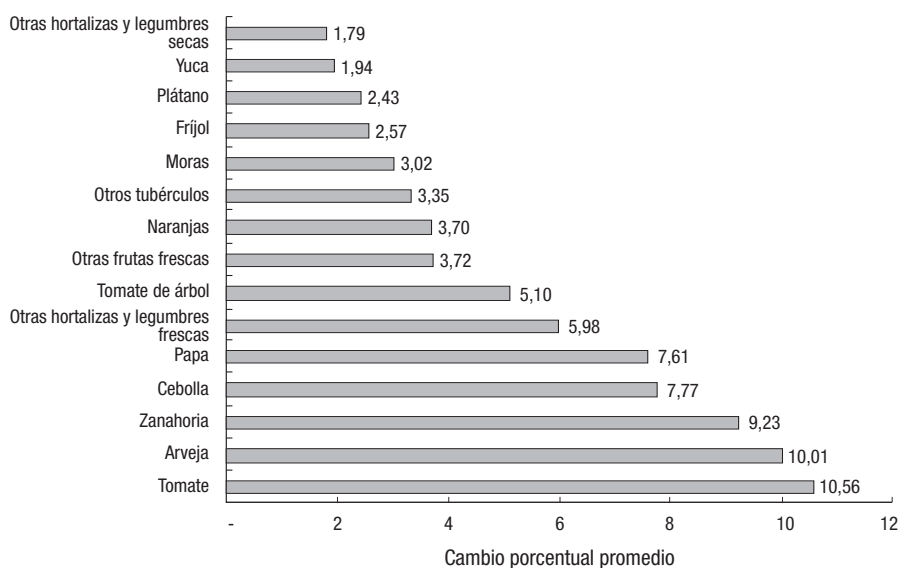


Fuente: cálculos propios.

En este nivel de análisis es interesante interrogarse acerca de una posible coincidencia entre los cambios absolutos en los precios regulados y la duración mediana promedio calculada para ese tipo de bienes. También es interesante hacer el mismo ejercicio para los precios de los servicios y para el total de los precios del IPC. Para dar una respuesta sobre este punto se hace un ejercicio gráfico sencillo que se

presenta en los Gráficos 6, 7 y 8. En el Gráfico 6 se relacionan esas dos variables para todos los ítems del IPC. La mayoría de los puntos se concentran sobre una línea imaginaria que se podría trazar sobre el valor de uno del eje horizontal, que corresponde a la duración mediana. Esto significa que, como se dijo antes, en la canasta de los precios al consumidor la mayoría de los precios cambian mes a mes. El cambio de los precios puede ser muy alto o bajo, pero se hace con una frecuencia mensual, la mayoría de las veces. Hay que destacar que los cambios más grandes de precios se encuentran sobre esa línea imaginaria y corresponden a los precios de los alimentos no procesados identificados arriba, con lo cual se demuestra que esos cambios de gran magnitud se hacen frecuentemente.

GRÁFICO 5. CAMBIO PROMEDIO DE LOS (ÍNDICES DE) PRECIOS DE LOS ALIMENTOS NO PROCESADOS

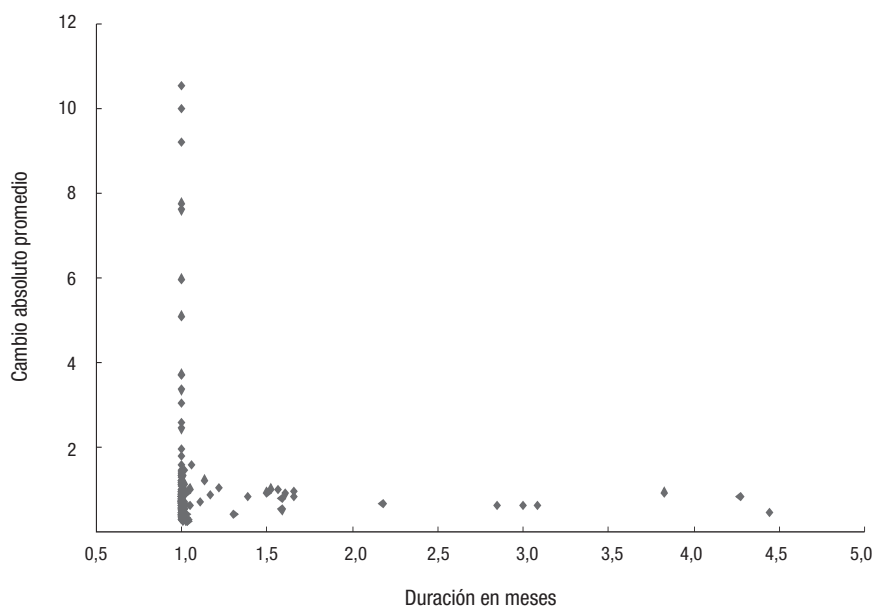


Fuente: cálculos propios.

Los precios regulados y algunos servicios se apartan de este patrón. Esto quiere decir que en esos sectores se cambian con menor frecuencia los precios, aunque, como se observa en los gráficos, la variación de los precios sea relativamente alta, si bien no llega a los tamaños de los cambios en los precios de los alimentos no procesados (Gráficos 7 y 8).

En suma, no se encuentra una relación positiva entre los cambios promedio de los precios y la duración mediana en el ejercicio realizado para Colombia⁴. Pero sí surge una regularidad importante: los precios de los alimentos no procesados cambian con una muy alta frecuencia (o, en otras palabras, tienen una duración mediana más baja) y los cambios absolutos en esos precios son muy altos. Los precios regulados varían menos frecuentemente, pero con cambios absolutos relativamente elevados.

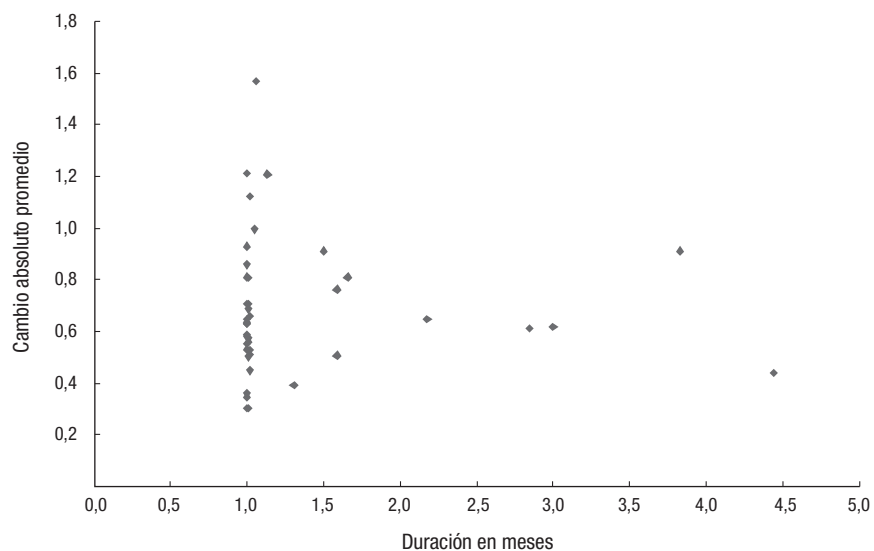
**GRÁFICO 6. RELACIÓN ENTRE EL TAMAÑO DE LOS CAMBIOS EN LOS PRECIOS Y LA DURACIÓN MEDIANA.
TODOS LOS ÍTEMS DEL IPC**



Fuente: cálculos propios.

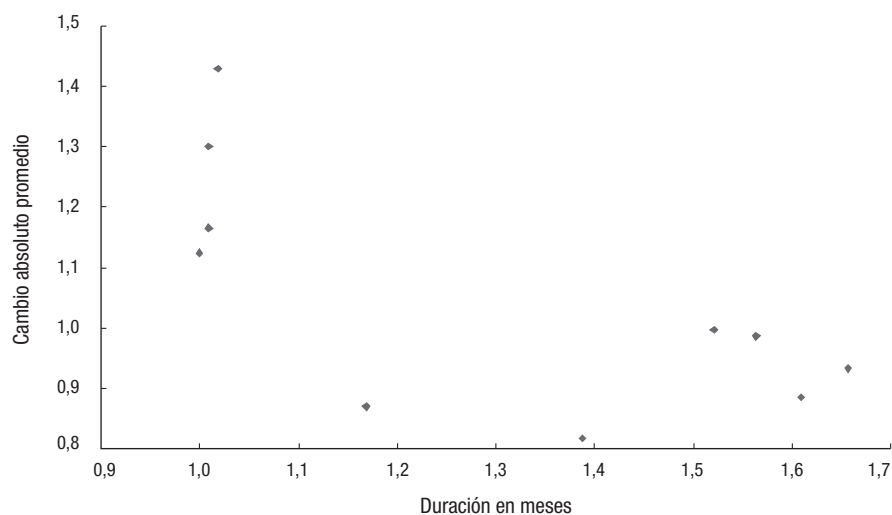
⁴ Un ejercicio de correlación simple entre las dos variables dio como resultado un coeficiente negativo y cercano a cero (-0,0689).

GRÁFICO 7. RELACIÓN ENTRE EL TAMAÑO DE LOS CAMBIOS EN LOS PRECIOS Y LA DURACIÓN MEDIANA. SERVICIOS



Fuente: cálculos propios.

GRÁFICO 8. RELACIÓN ENTRE EL TAMAÑO DE LOS CAMBIOS EN LOS PRECIOS Y LA DURACIÓN MEDIANA. REGULADOS



Fuente: cálculos propios.

C. Asimetrías en las frecuencias de cambios al alza y a la baja

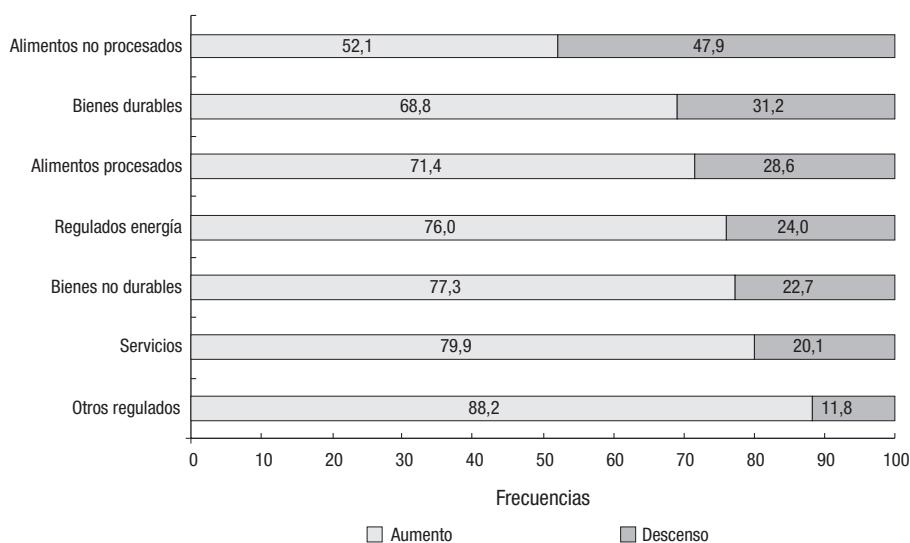
Queda por resolver la pregunta acerca de la frecuencia en el aumento o descenso en los cambios de los precios. Para llevar a cabo este análisis se hace un conteo por separado de los aumentos y de las reducciones mensuales de los diferentes ítems del IPC del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Esta información se agrupa de acuerdo con la clasificación adoptada en este trabajo. Una vez realizado el conteo los resultados se presentan en el Gráfico 9.

En ese gráfico se observa la rigidez a la reducción en los precios que existe en la mayoría de los grupos del IPC. Existe una asimetría muy notoria entre la frecuencia de los cambios al alza y a la baja en los índices de precios que se han trabajado en este capítulo.

El rubro de alimentos no procesados es el único donde se encuentra simetría entre el aumento y el descenso de los precios. En el resto de grupos la razón entre aumentos de precio y descensos muestra la prevalencia de los primeros sobre los segundos. La razón es aproximadamente de 70:30 para los bienes durables y los alimentos procesados y pasa a ser una relación cercana a 80:20 para los regulados energía, bienes no durables y servicios. La diferencia con los otros regulados es notoria, pues en este caso la razón es aproximadamente de 90:10. Si se toman individualmente todos los regulados se observa la asimetría muy marcada que se da en este tipo de productos (Gráfico 10). En algunos ítems asociados al transporte se observa que casi siempre que hay un cambio en precios, este es un alza. Existe un grupo de precios regulados para los cuales la participación de los aumentos dentro del total de cambios excede el 90%.

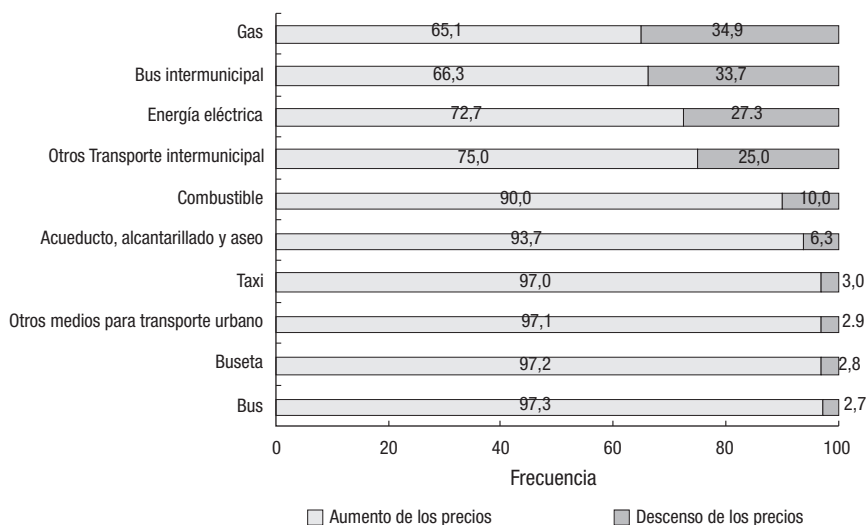
Sexto hecho estilizado: Los índices de precios de los otros precios regulados y los de los servicios son más rígidos a la baja que otros índices.

GRÁFICO 9. AUMENTOS Y DESCENSOS DE LOS PRECIOS DE ACUERDO CON LAS CATEGORÍAS DEL IPC



Fuente: cálculos propios.

GRÁFICO 10. AUMENTOS Y DESCENSOS DE LOS PRECIOS EN LOS ÍNDICES DE LOS REGULADOS



Fuente: cálculos propios.

D. Asimetrías en la magnitud de los cambios de los precios al alza y a la baja

Si se examina el tamaño promedio de los aumentos y descensos de los precios, se observa que en todos los índices el incremento en los precios es más grande que el descenso (Gráfico 11). Los ajustes de precios al alza y a la baja en los bienes no durables y durables, alimentos procesados y servicios son de un tamaño no muy diferente. Es notorio el tamaño del cambio promedio de precio en los alimentos no procesados, que refleja una alta volatilidad en el mercado de ese tipo de bienes, pero los ajustes al alza y a la baja también son de un tamaño similar.

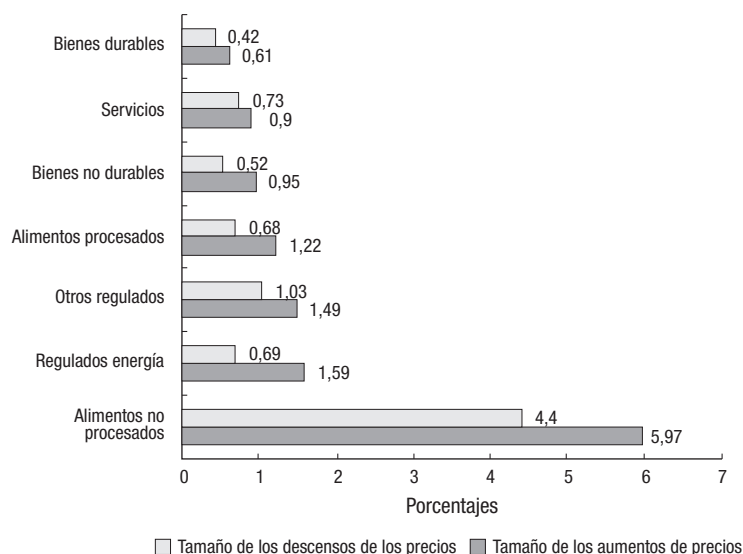
Para el resto de regulados y, en especial, para los regulados energía se observa una diferencia sustancial entre los aumentos y los descensos en los precios.

Séptimo hecho estilizado: En general, y para los precios regulados en particular, los incrementos en los precios son de mayor magnitud que los descensos.

Una mirada más a fondo a los regulados muestra algunos aspectos de interés con relación a la asimetría en el tamaño promedio de los cambios de los precios (Gráfico 12). Para algunos ítems el incremento en los precios es cercano al 2% por mes (bus, otros medios de transporte urbano, combustible, gas y buseta). En todos estos casos la diferencia entre el incremento y la reducción de los precios es amplia. La asimetría más marcada se encuentra en el caso del pasaje en buseta, aunque no lejos de él se encuentran los otros ítems asociados al transporte urbano (bus, otros medios de transporte), el gas y la gasolina.

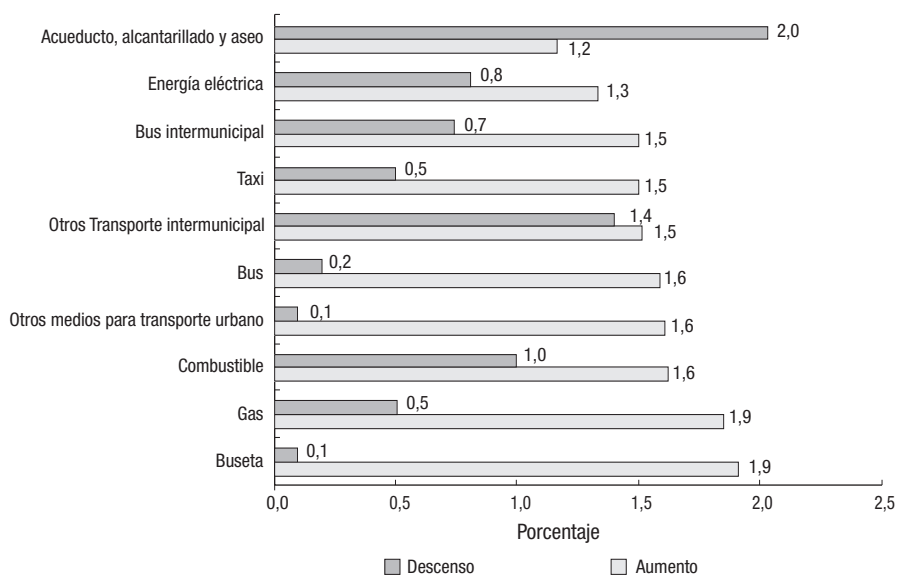
El tamaño de las reducciones en los precios solo supera en dos casos el 1% (acueducto y otro transporte urbano). El caso del acueducto merece un comentario adicional, ya que es el único regulado para el cual el descenso del precio promedio es más grande que el incremento y es, por mucho, el descenso de precios de mayor tamaño en el grupo de los regulados. Este hecho puntual se puede deber al manejo tarifario que tuvo la empresa de acueducto de Bogotá.

GRÁFICO 11. TAMAÑO PROMEDIO DE LOS AUMENTOS Y DESCENSOS DE LOS PRECIOS DE ACUERDO CON LAS CATEGORÍAS DEL IPC



Fuente: cálculos propios.

GRÁFICO 12. TAMAÑO PROMEDIO DE LOS AUMENTOS Y DESCENSOS DE LOS PRECIOS DE LOS REGULADOS



Fuente: cálculos propios.

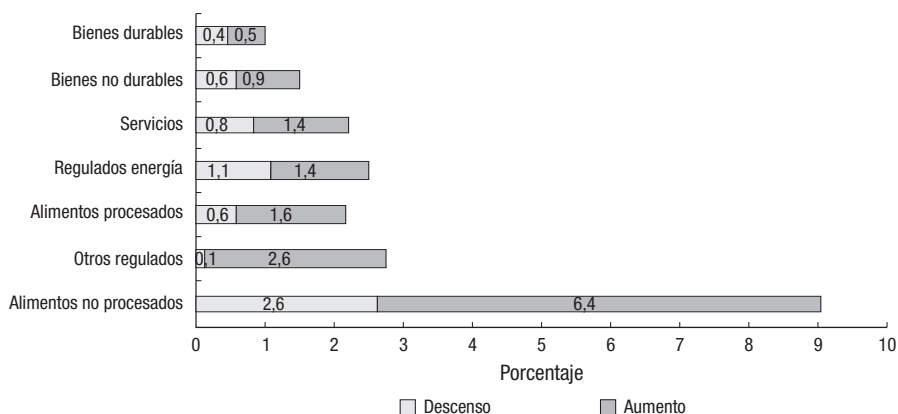
E. Patrón interanual de los cambios en los (índices de) precios

El examen del comportamiento de los precios de los regulados se completa con el análisis del calendario de sus cambios tanto al alza como a la baja. El Gráfico 13 ilustra que la mayor magnitud del cambio de precios del IPC se da en el mes de enero, con la excepción de los alimentos no procesados. Si se examinan solo los incrementos, el mes de enero es el período en que se observan los de mayor magnitud. En cuanto a las reducciones de los precios se refiere, compiten dos meses en tamaño: enero y octubre. Es notoria la reducción en los precios que se observa en el mes de octubre para el caso de los servicios, un hecho que se puede asociar a algún patrón particular de fijación de precios en ese mes.

Los mayores incrementos de los precios de los regulados también se presentan en el mes de enero, aunque en el mes de abril también se registran incrementos importantes.

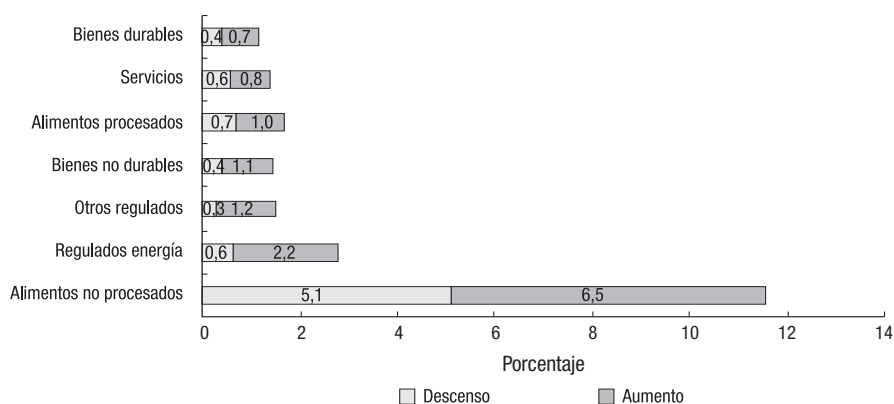
Octavo hecho estilizado: Los precios de los bienes regulados cambian sobre todo en el mes de enero. Los incrementos en los precios de esos bienes se dan en su mayoría en ese mes.

GRÁFICO 13A. PATRÓN INTERANUAL DE AJUSTE DE PRECIOS POR CATEGORÍAS DEL IPC (ENERO)



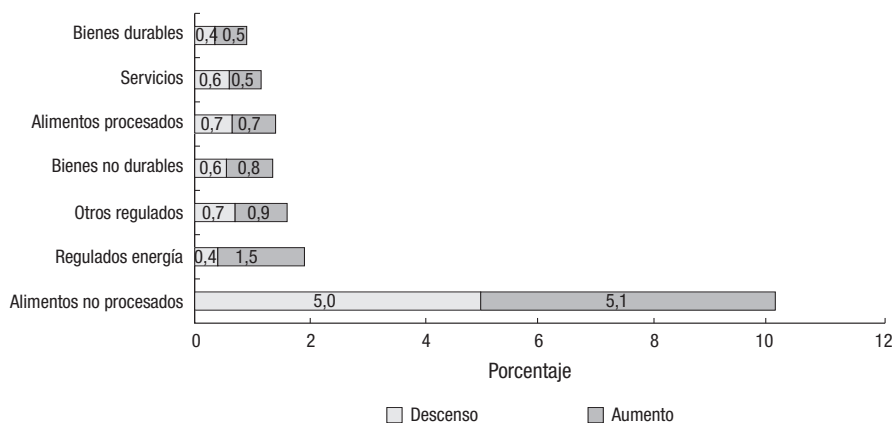
Fuente: cálculos propios.

GRÁFICO 13B. PATRÓN INTERANUAL DE AJUSTE DE PRECIOS POR CATEGORÍAS DEL IPC (ABRIL)

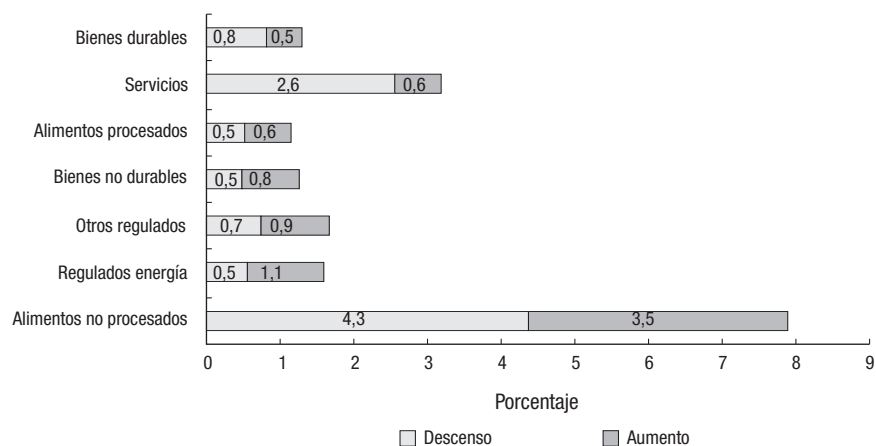


Fuente: cálculos propios.

GRÁFICO 13C. PATRÓN INTERANUAL DE AJUSTE DE PRECIOS POR CATEGORÍAS DEL IPC (JULIO)



Fuente: cálculos propios.

GRÁFICO 13D. PATRÓN INTERANUAL DE AJUSTE DE PRECIOS POR CATEGORÍAS DEL IPC (OCTUBRE)

Fuente: cálculos propios.

V. EFECTO DE LA RIGIDEZ DE LOS PRECIOS DE LOS REGULADOS SOBRE LA PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN

La presencia de rigideces nominales en los precios de los regulados y de los servicios podría contribuir a un aumento de la persistencia de la inflación. Esta última se refiere a la capacidad que tiene la inflación para retornar rápidamente a su meta de largo plazo, una vez se haya presentado un *shock* que la haya alejado de ese valor (Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006). Hay que tener en cuenta que los *shocks* pueden ser de diferente tipo: fuertes movimientos de la tasa de cambio, precios de los alimentos, precios del petróleo, etc. Sería esencial discernir si la persistencia es por causa de: a) una secuencia de *shocks* adversos, b) la respuesta inercial de la inflación a esos *shocks* y c) otras causas como por ejemplo una respuesta insuficiente de los factores de costos de las empresas al debilitamiento de la actividad económica. Sin embargo ese análisis sobrepasa ampliamente el objetivo de este trabajo.

En esta sección del trabajo se hace un primer examen de la relación de las rigideces nominales de los regulados y los servicios con la persistencia de la inflación total. Con este fin se utiliza una medida de la persistencia para la inflación, excluyendo de esta última los regulados y los servicios, adicionalmente se hacen cálculos de la persistencia para las medidas sectoriales del IPC para estas medidas sectoriales,

respectivamente. Son varias las posibilidades que existen para llevar a cabo la medición de la persistencia. La empleada acá es tal vez la medida más utilizada en la literatura y captura la dependencia de la inflación de sus valores pasados. Específicamente, la medida calcula la suma de los coeficientes, α , en una regresión de la inflación con sus valores pasados.

En más detalle, los coeficientes autorregresivos provienen de un modelo univariado:

$$\pi_t = \mu_t + \phi_1 \pi_{t-1} + \dots + \phi_p \pi_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

con $\varepsilon \approx iid(0, \sigma^2)$.

De esta forma se tiene que:

$$\alpha = \sum_{i=1}^p \phi_i,$$

si adicionalmente $\alpha \in (-1, 1)$. La respuesta acumulada a un *shock* es la siguiente:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\partial \pi_{t+j}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{1}{1-\alpha}, \quad (2)$$

donde si $0 < \alpha < 1$, el efecto acumulado es mayor que uno.

La velocidad con la cual la inflación retorna al nivel anterior al *shock* depende de α . Con un coeficiente α más alto la inflación se demora en retornar.

Los resultados del ejercicio (Cuadro 5) muestran que la suma de los coeficientes regresivos para la inflación total es 0,97. El hecho de trabajar con una muestra tomada en un período donde el régimen de política monetaria ha permanecido inalterado da algunas ventajas al ejercicio, aunque no se ha controlado por un posible cambio de media en la inflación anual. En el caso específico de la inflación total el resultado obtenido implica que la inflación se comporta de manera muy persistente: si el resultado fuera que la suma de los coeficientes es igual a uno, la interpretación sería que una perturbación que afecte la inflación, aunque sea temporal, tendría un efecto permanente en el nivel de inflación. En términos más precisos, este resultado podría indicar la presencia de una raíz unitaria en la serie en cuestión.

Ahora bien, si se examina la persistencia de la inflación teniendo en cuenta que existen grupos del IPC que muestran una evidencia fuerte de rigideces nominales, se encuentra que la persistencia de la inflación es más alta para los servicios que para el IPC sin servicios. Este resultado sugiere que la exclusión de los servicios, caracterizados por tener un alto grado de persistencia, disminuye la persistencia de la inflación en el agregado.

El anterior no es el caso para los regulados, ya sea tomándolos en conjunto o por sus componentes (energía y otros regulados). En términos generales, la persistencia de los regulados es relativamente baja. Tanto es así que al excluirlos de la canasta del IPC la persistencia aumenta marginalmente, con lo cual se tendría un resultado que muestra que los (índices de) precios de los bienes no regulados serían más persistentes que los de los regulados.

Noveno hecho estilizado: La exclusión de los índices de precios de los servicios tiende a reducir la persistencia de la inflación agregada. No es este el caso para los índices de los precios regulados, pues al excluirlos la persistencia de la inflación aumenta marginalmente.

CUADRO 5

Datos trimestrales	Suma coeficientes AR	Autocorrelación	Homoscedasticidad	Normalidad
			p-valor	
Total	0,974524	0,881500	0,575200	0,543189
Sin regulados	0,977522	0,666100	0,900600	0,929947
Sin servicios	0,965724	0,823600	0,894200	0,207538
Servicios	1,002137	0,445300	0,172800	0,368795
Total regulados	0,925556	0,618100	0,581800	0,862408
Regulados energía	0,931637	0,668400	0,877000	0,362475
Otros regulados	0,926682	0,991700	0,227500	0,990580

Fuente: cálculos propios.

Otra forma de ver el problema es examinando la respuesta acumulada a un *shock* a partir de la definición de la ecuación (2). En esencia, y como era de esperar, los resultados que se presentan en el conjunto de gráficos del Anexo 2 confirman lo observado con la suma de los coeficientes autorregresivos. Es interesante, sin

embargo, constatar que al someter las diferentes canastas a un *shock* positivo de un tamaño de dos desviaciones estándar, se presenta una respuesta lenta para retornar al estado inicial antes del *shock*. En el caso de la inflación total, la variable no había retornado a su estado inicial 72 trimestres después del *shock*; tampoco en el caso de la inflación sin regulados, aunque en el caso de la inflación sin servicios la variable estaba cerca de converger al punto inicial después de 72 trimestres.

La inflación de servicios nunca retorna al valor inicial, hecho que resulta totalmente coherente con el valor de uno obtenido en la suma de los coeficientes regresivos. Por el contrario, la inflación de los regulados retorna al punto inicial relativamente rápido, siendo los más rápidos en hacerlo los precios regulados de la energía, los cuales llegan al punto inicial en un período alrededor de los 40 trimestres.

Aunque este ejercicio simple tiene limitaciones, su virtud radica en llamar la atención sobre la relación que tiene la persistencia de la inflación colombiana con las rigideces nominales en la fijación de precios en algunos grupos del IPC. Sería conveniente un estudio más a fondo del problema, con el examen de otras medidas de persistencia y controlando por cambios en la media. En otras palabras, un estudio a fondo de la dinámica de la inflación.

VI. CONCLUSIONES

En este capítulo se presenta evidencia empírica sobre la inflación de los precios regulados y libres y el grado de rigidez nominal para diferentes categorías del IPC. El objetivo principal del documento es analizar la rigidez de los precios de los bienes regulados, en comparación con otras categorías del IPC. También se analiza si la exclusión o la inclusión de los bienes regulados tienen un efecto sobre la persistencia de la inflación como un todo (esta última medida como la suma de los coeficientes autorregresivos).

Los principales resultados encontrados son los siguientes. Primero, el precio relativo de los bienes regulados con relación a los bienes cuyos precios son libres presenta una tendencia decreciente desde 2003 en adelante. Segundo, durante la mayor parte del período examinado, la variación anual de los precios de los regulados es superior a la variación anual de los precios de los bienes libres. Tercero, la contribución del crecimiento de los precios de los bienes regulados a la inflación total fue relativamente alta, teniendo en cuenta el tamaño de su peso relativo dentro

de la canasta de bienes del consumidor. Cuarto, los precios de los bienes regulados muestran fuertes signos de rigideces nominales con relación a otros índices de precios. Esta aseveración se puede extender a los precios de los servicios, aunque la rigidez es de menor magnitud. Con relación a la rigidez de los precios existen importantes diferencias dentro de las categorías e incluso también al interior de los bienes regulados y los servicios. Algunos ítems presentan un grado importante de rigidez en los precios, como es el caso de los juegos de azar, los textos y el porte de cartas. Quinto, los índices de los precios de los alimentos no procesados presentan el mayor cambio absoluto en relación con los otros índices. Le siguen en importancia los índices de precios de las dos categorías de precios regulados (energía y otros regulados). Sexto, los índices de los otros precios regulados y de los servicios son más rígidos a la baja que los otros índices. Séptimo, en general y para los precios regulados en particular, los incrementos en los precios son de mayor magnitud que los descensos. Octavo, existe un patrón estacional muy marcado para los cambios en los precios de los bienes regulados. Estos cambian, sobre todo, en el mes de enero.

Por último, las estimaciones univariadas autorregresivas sobre las series de inflación anual sugieren que la exclusión de los servicios de la canasta del IPC conlleva una reducción de la persistencia de la inflación total. Por el contrario, un ejercicio similar para los precios regulados llevó a un aumento marginal de la persistencia de la inflación agregada. Esta evidencia preliminar debe conducir a un estudio más a fondo del problema de persistencia de la inflación, como un tema general, y de la relación de esta con el comportamiento en el tiempo de los diferentes tipos de precios de bienes que forman parte de la canasta del IPC.

REFERENCIAS

- Altissimo, F., Ehrmann, M., & Smets, F. (2006). *Inflation persistence and price-setting behaviour in the euro area. A summary of the IPN evidence* (Occasional Paper Series N° 46). ECB.
- Blinder, A. (1994). On sticky prices: Academic theory meet the real world. In G. Mankiw (Ed.), *Monetary policy* (pp. 117-150). Chicago: University Press.
- Caballero, C., Jadresic, A., & Ramírez, M. (2004). *El marco institucional para la regulación, la supervisión y el control de los servicios públicos en Colombia. Propuesta para su fortalecimiento*. Misión de Servicios Públicos-Fedesarrollo.

- Cufer, U., Mahadeva, L., & Sterne, G. (2002). Specifying an inflation target. In L. Mahadeva, & P. Sinclair (Eds.), *Monetary transmission in diverse economies*. Cambridge University Press.
- Espinosa, A., Jaramillo, C. F., & Caicedo, E. (2001). *Caracterización del ajuste microeconómico de precios en Colombia* (Borradores de Economía N° 177). Banco de la República.
- Fedesarrollo (1994). Política salarial. *Debates de Coyuntura Económica de Fedesarrollo*, 34.
- Jaramillo, C. F., Caicedo, E., & Alvarado, M. (1995). Inflexibilidad a la baja en los precios al consumidor en Colombia. *Boletín de Estadística DANE*, 511, 97-150.
- Jaramillo, C. F., Caicedo, E., & Alvarado, M. (1999). Inflation and relative price variability: Reinstating Parks results. *Journal of Money Credit and Banking*, 31, 375-385.
- Jaramillo, C. F., Caicedo, E., Alvarado, M., & Cerquera, D. (1999). *Price behavior in an inflationary environment: Evidence from supermarket data* (Borradores de Economía N° 138). Banco de la República.
- López, E. (2009). *Algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de los precios regulados en Colombia* (Borradores de Economía N° 527). Banco de la República.
- Lünnemann, P., & Mathä, T. (2005). *Regulated and services' prices and inflation persistence* (Working Papers Series N° 466). ECB.

ANEXOS

Anexo 1. Reclasificación del IPC utilizada en el trabajo

		Ponderación
Total IPC		100,0000
Alimentos no procesados		4,7948
12101	Papa	0,9828
12102	Yuca	0,1903
12103	Otros tubérculos	0,0737
12201	Plátano	0,5111
13101	Cebolla	0,3088
13102	Tomate	0,3098
13103	Zanahoria	0,1109
13104	Otras hortalizas y legumbres frescas	0,4441
13201	Fríjol	0,3889
13202	Arveja	0,2218
14101	Naranjas	0,2129
14102	Bananos	0,0874
14103	Tomate de árbol	0,0725
14104	Moras	0,1013
14105	Otras frutas frescas	0,7786
Alimentos procesados		18,0082
11101	Arroz	1,0544
11102	Harina de maíz y otras harinas	0,1431
11103	Pastas secos	0,1502
11104	Cereales preparados	0,0763
11105	Cereales para sopa	0,1550
11201	Pan	1,0480
11202	Otros productos de panadería	0,6231

(Continúa)

Anexo 1. Reclasificación del IPC utilizada en el trabajo *(continuación)*

		Ponderación
13203	Otras hortalizas y legumbres secas	0,0917
13204	Otras hortalizas y legumbres enlatadas	0,0161
14201	Frutas en conserva	0,0139
15101	Res	3,9931
15102	Cerdo	0,2725
15103	Pollo	1,4223
15201	Carnes frías y embutidos	0,4172
16101	Pescado de mar, río y enlatado	0,4616
16201	Otros productos de mar	0,1529
17101	Huevos	0,7637
17201	Leche	2,2676
17202	Queso	0,5514
17203	Otros derivados lácteos	0,2718
17301	Aceites	0,5528
17302	Grasas	0,1560
18101	Panela	0,3218
18102	Azúcar	0,4134
18201	Café	0,3728
18202	Chocolate	0,2857
18301	Sal	0,0637
18302	Otros condimentos	0,0640
18401	Sopas y cremas	0,0892
18402	Salsa y mayonesa	0,1687
18403	Otros abarroses	0,4091
18501	Jugos	0,0847
18502	Gaseosas y maltas	1,0149
18503	Otras bebidas no alcohólicas	0,0656

(Continúa)

Anexo 1. Reclasificación del IPC utilizada en el trabajo (continuación)

		Ponderación
Servicios		45,0175
19101	Almuerzo	4,9810
19201	Hamburguesa	0,6463
19202	Comidas rápidas calientes	0,3266
19301	Gastos de cafetería	0,2580
19302	Comidas rápidas frías	0,4974
21101	Arrendamiento efectivo	5,0556
21201	Arrendamiento imputado	15,6021
21202	Servicio doméstico	1,5674
33101	Confección	0,1283
33102	Alquiler	0,0052
33103	Lavandería	0,3190
33201	Reparación	0,0621
33202	Limpieza	0,0651
41101	Consulta médica general	0,7306
41102	Medicina especializada	0,4385
41201	Exámenes de laboratorio	0,3318
41202	Imágenes diagnósticas	0,1316
41301	Servicios de hospitalización y ambulancia	0,2866
43101	Aseguramiento privado	0,2425
51101	Matrículas	0,4556
51102	Pensiones	1,6545
51201	Matrículas	1,1136
61201	Otros artículos relacionados con cultura y esparcimiento	0,1102
63101	Servicios de TV	0,1282
63102	Alquiler de videos y juegos electrónicos	0,0415
63103	Turismo	0,2681
63104	Servicios relacionados con diversión	1,3839

(Continúa)

Anexo 1. Reclasificación del IPC utilizada en el trabajo *(continuación)*

		Ponderación
63201	Juegos de azar	0,2098
63202	Revelado de fotografía	0,0633
71202	Compra y cambio de aceite	0,1944
71203	Servicio de parqueadero	0,1320
71204	Servicios de mecánica	1,7218
72301	Pasaje aéreo	0,7423
73101	Porte de cartas	0,0290
73102	Otros servicios	0,0452
73201	Residencial	1,4307
73202	Otros servicios de telefonía	0,0250
82201	Corte de cabello	0,4353
82202	Otros servicios relacionados para el cuidado personal	0,1344
84101	Servicios bancarios	2,9578
84102	Otros servicios financieros	0,0653
Bienes durables		15,4365
23101	Sala	0,1343
23102	Comedor	0,0836
23103	Alcoba	0,1532
23201	Otros muebles del hogar	0,0358
24101	Nevera	0,1403
24102	Estufa	0,0603
24103	Lavadora	0,0858
24104	Otros aparatos del hogar	0,1156
25101	Ollas	0,1034
25102	Sartenes y refractarias	0,0221
25201	Vajilla	0,1072
25202	Cubiertos	0,0250
25301	Otros utensilios domésticos	0,3298

(Continúa)

Anexo 1. Reclasificación del IPC utilizada en el trabajo *(continuación)*

		Ponderación
26101	Juego de sábanas y fundas	0,1278
26102	Cobijas y cubrelechos	0,1088
26103	Colchones y almohadas	0,0843
26201	Cortinas	0,0605
26202	Toallas y manteles	0,0629
31101	Camisas para hombre	0,7077
31102	Pantalones	0,7521
31103	Ropa interior	0,3304
31104	Otras prendas de vestir	0,3182
31201	Blusa	0,3119
31202	Pantalones	0,2970
31203	Ropa interior	0,5364
31204	Otras prendas de vestir	0,9675
31301	Camisas para niño	0,0711
31302	Pantalones	0,1749
31303	Vestido para niña	0,1825
31304	Ropa interior para niños	0,1637
31401	Camisitas y vestidos para bebe	0,1702
32101	Calzado para hombre	0,4602
32102	Calzado deportivo	0,3709
32201	Calzado para mujer	0,5219
32301	Calzado para niños	0,2239
42201	Anteos	0,0676
51301	Otros costos educativos	0,6258
52101	Texto	0,5468
52102	Cuadernos	0,1384
52103	Otros artículos escolares	0,1516
52201	Otros gastos escolares	0,1236

(Continúa)

Anexo 1. Reclasificación del IPC utilizada en el trabajo *(continuación)*

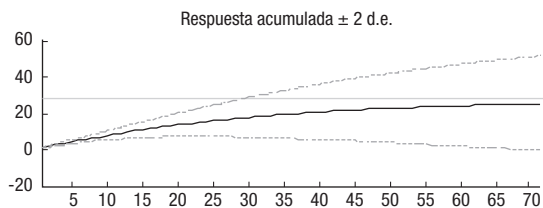
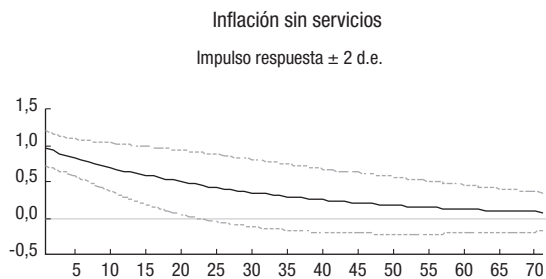
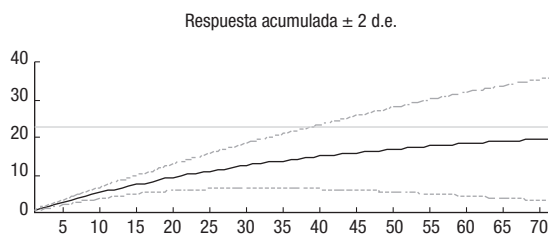
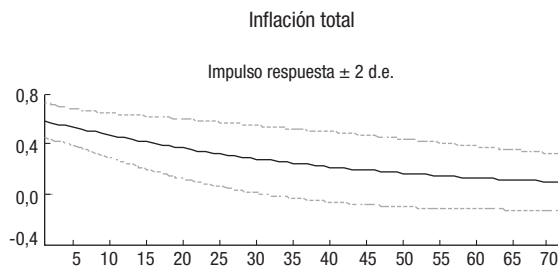
		Ponderación
61101	Libros	0,1480
61102	Revistas	0,0251
61103	Periódicos	0,2247
62101	Televisor	0,2973
62102	Otros aparatos de video e imagen	0,2040
62201	Equipo de sonido	0,1768
62202	Otros aparatos de sonido	0,0201
63301	Discos	0,1032
63302	Artículos deportivos	0,2006
71101	Vehículos	3,0014
71102	Otros para transporte	0,1537
71205	Batería	0,0734
71206	Llantas	0,2612
83101	Argollas	0,2965
83102	Relojes	0,0601
83201	Otros artículos personales	0,1350
Bienes no durables		7,7022
27101	Jabones	0,5263
27102	Detergentes y blanqueadores	0,6765
27201	Limpiadores y desinfectantes	0,1868
27202	Insecticidas	0,0418
27203	Ceras	0,1262
27301	Papeles de cocina	0,1046
27302	Otros utensilios de aseo	0,3270
31402	Pañales y otros	0,1697
42101	Medicinas	1,7079
42102	Otras medicinas	0,0259
81101	Cerveza	0,0522

(Continúa)

Anexo 1. Reclasificación del IPC utilizada en el trabajo (continuación)

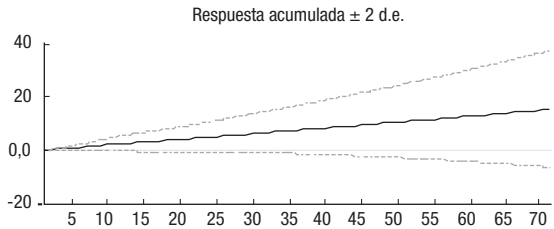
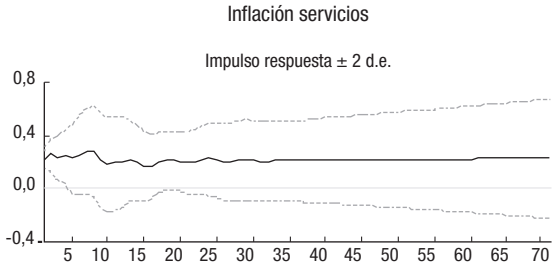
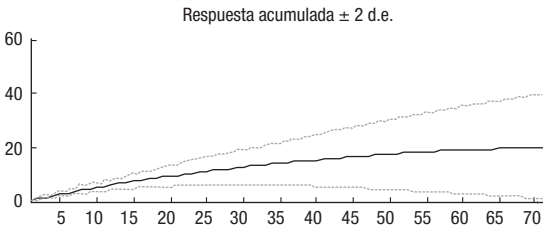
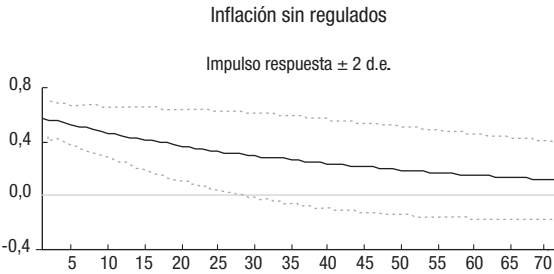
		Ponderación
81102	Aguardiente	0,0614
81103	Otras bebidas alcohólicas	0,0835
81201	Cigarrillos	0,3892
82101	Higiene oral	0,4630
82102	Higiene corporal	1,3819
82103	Higiene y cuidado facial	0,5674
82104	Cuidado del cabello	0,5192
82105	Otros productos relacionados con el cuidado personal	0,2917
Regulados energía		3,1487
22101	Gas	0,5994
22201	Energía eléctrica	1,4644
71201	Combustible	1,0849
Regulados		5,8921
22202	Acueducto, alcantarillado y aseo	1,2950
72101	Bus	1,8682
72102	Buseta	0,4806
72103	Taxi	1,0731
72104	Otros medios para transporte urbano	0,3929
72201	Bus intermunicipal	0,6212
72202	Otros Transporte intermunicipal	0,1612

Anexo 2. Impulso respuesta de la inflación y sus componentes a un shock



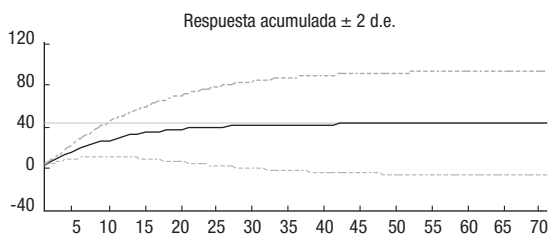
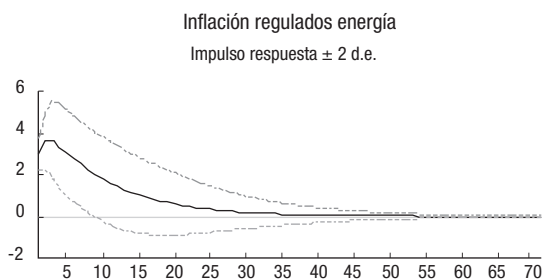
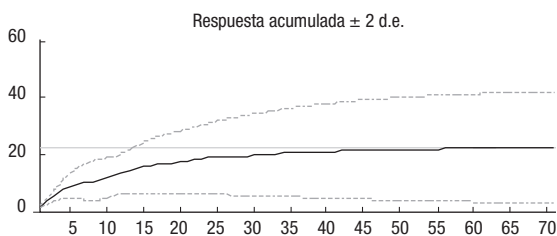
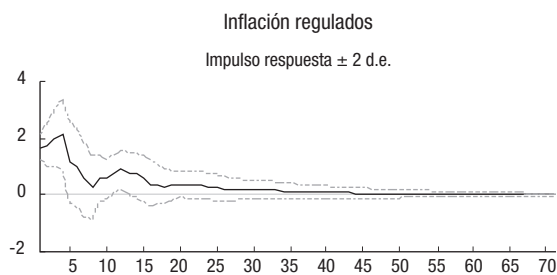
(Continúa)

Anexo 2. Impulso respuesta de la inflación y sus componentes a un shock
(continuación)



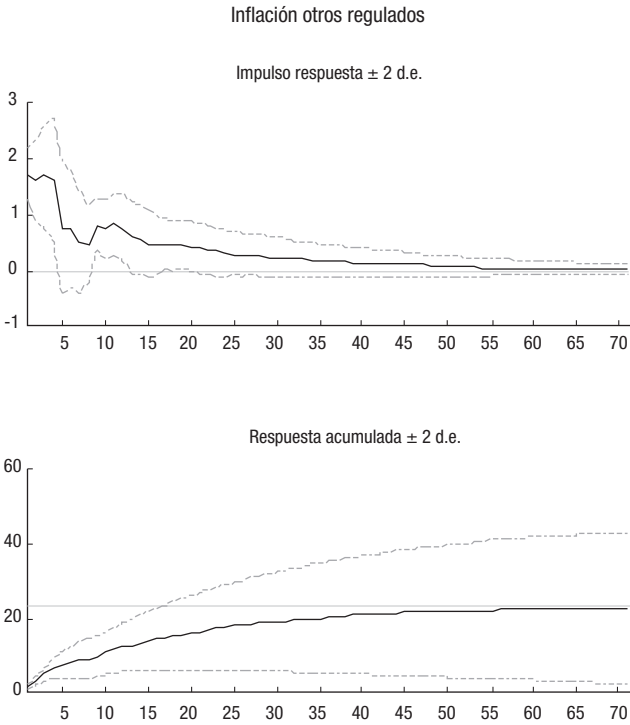
(Continúa)

Anexo 2. Impulso respuesta de la inflación y sus componentes a un shock (continuación)



(Continúa)

Anexo 2. Impulso respuesta de la inflación y sus componentes a un shock
(continuación)



Precios de los combustibles e inflación*

Hernán Rincón**

* Agradezco los comentarios de los asistentes al seminario interno de preparación del libro *Formación de precios y salarios*, del cual forma parte este capítulo. También agradezco la asistencia de investigación por parte de Mauricio Arango y Laura Capera. Los puntos de vista expresados aquí son del autor y no representan los del Banco de la República ni los de su Junta Directiva. El autor es el único responsable por las opiniones y posibles errores de este capítulo.

** Investigador principal de la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica del Banco de la República. Correo electrónico: hrincoca@banrep.gov.co.

I. INTRODUCCIÓN

El choque de precios altos de los combustibles que enfrentó la economía mundial desde comienzos del siglo XXI hasta mediados del año 2008, puso de relieve las presiones inflacionarias que puede generar su comportamiento sobre los precios agregados de las diferentes economías. Colombia no fue la excepción, ya que dichas presiones también estuvieron presentes. Desde el punto de vista de la política de precios de los combustibles, el choque rezagó la política de desmonte gradual del subsidio a los combustibles en el país, la cual se venía aplicando desde finales de los años noventa.

Al igual que ocurrió en muchos países con el mercado de los combustibles regulado, el choque petrolero llevó a que las autoridades colombianas se enfrentaran a tres alternativas como escenarios de política. La primera era continuar con la política de desmonte del subsidio a los combustibles hasta su plena eliminación, por lo que se debía permitir que los precios finales al consumidor reflejaran plenamente el costo de oportunidad de su venta local mediante la transmisión completa de la variación de los precios internacionales a los precios internos. Un inconveniente que seguramente debió haber sido considerado es que esta decisión hubiera complicado aun más la dinámica inflacionaria que venía enfrentando el país por la transmisión de los altos precios de los *commodities* en el mercado mundial, en particular de los alimentos, y que posiblemente hubiera creado efectos redistributivos indeseados. La segunda alternativa era mantener los subsidios, dejando inalterados los impuestos sobre los combustibles, a un costo fiscal creciente. La tercera era permitir una transmisión gradual de los precios internacionales, acompañada por una disminución de la participación de los impuestos en el precio final al público, de tal manera que el precio final de los combustibles y la inflación no se vieran radicalmente afectados. La evidencia indica, como veremos más adelante, que esta fue la alternativa adoptada por Colombia y por diferentes países importadores de combustibles a lo largo del choque de precios internacionales.

En la actualidad (septiembre de 2009) los precios internos de los combustibles incorporan plenamente los precios internacionales, es decir, el costo de oportunidad de venderlos localmente, lo que significa que el subsidio al consumo no existe. Por el contrario, los consumidores de combustibles están contribuyendo a la acumulación de recursos en el Fondo de Estabilización de Precios de los Combustibles (FEPC), creado por el gobierno con el fin de “atenuar en el mercado interno,

el impacto de las fluctuaciones de los precios de los combustibles en los mercados internacionales” (artículo 69 de la ley 1151 del 24 de julio de 2007, la cual expidió el Plan de Desarrollo 2006-2010).

El objetivo de este capítulo es describir el proceso de formación de los precios de los combustibles en Colombia (gasolinas y diésel) y cuantificar el impacto inflacionario de sus cambios, con el fin de establecer un marco de referencia para los pronósticos de inflación y las decisiones de política monetaria¹. Aquí no se estudia ningún otro combustible diferente a los anotados, es decir, dejamos por fuera el gas (natural y butano), otras gasolinas y los demás derivados del petróleo. Además, tampoco tratamos el mercado de los biocombustibles (para este último, véase Unidad de Planeación Minero Energética [UPME], 2009). Hay que recordar que las gasolinas (corriente y extra) representan el 2,91% del índice de precios al consumidor, y los combustibles (gasolinas y ACPM) alrededor del 25% de los costos de transporte, de acuerdo con estimaciones del Ministerio de Minas y Energía (MME), de modo que sus variaciones tienen un efecto importante sobre el precio de los regulados y, por medio de este canal, sobre los precios de la economía.

El documento se divide en seis secciones, incluyendo esta introducción. La segunda identifica los agentes que intervienen en el mercado de los combustibles, describe la estructura del mercado, detalla el marco institucional y regulatorio y analiza la política de precios desde el final de la década de los noventa. La tercera presenta y discute la estructura actual de los precios al consumidor y hace un estimativo de la contribución que están haciendo actualmente los consumidores de combustibles al FEPC. La cuarta presenta diferentes estadísticas sectoriales y muestra la evolución de los precios de los combustibles en el país en términos absolutos y relativos para el período 2000-2008. La quinta calcula la matriz insumo-producto para el año 2007 y la utiliza para estimar el efecto inflacionario de un choque de 10% a los precios de los combustibles sobre la inflación total. La última sección resume las principales conclusiones.

¹ Este documento sigue la línea trazada en Rincón y Garavito (2004) y Rincón (2008).

II. AGENTES, ESTRUCTURA DEL MERCADO, MARCO INSTITUCIONAL, POLÍTICA DE PRECIOS Y MARCO REGULATORIO

A. *Agentes y estructura del mercado*

Los agentes que intervienen en el mercado de combustibles son los productores o refinadores y los importadores, los cuales determinan la oferta; los almacenadores; tres intermediarios, a saber, los transportadores, los distribuidores mayoristas y los distribuidores minoristas; y los consumidores, que determinan la demanda².

Los productores, importadores, almacenadores y transportadores son agentes que actúan en mercados de libre entrada, pero sus mercados se pueden caracterizar como monopolísticos, ya que existe un solo agente en la producción, o un solo agente dominante en los otros tres mercados. Este agente es Ecopetrol S. A., empresa de propiedad mayoritariamente pública, que vende la cantidad de combustibles que se demande (oferta elástica). Los precios o tarifas cobrados en estos mercados son regulados. Nótese que el hecho de que exista en la práctica una sola empresa que domine estos cuatro mercados, es decir, que exista una integración vertical plena en cabeza de Ecopetrol, hace que la entrada a cualquiera de estas actividades, a pesar de que es libre, se vuelva difícil, lo que impide la creación de mercados competitivos en cada una de ellas. De acuerdo con información del MME, de Ecopetrol y del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), la empresa es actualmente el único refinador del país, posee el 99% de la red de transporte por poliductos, es el mayor propietario de la infraestructura de almacenamiento y, para el 2008, fue el mayor importador de combustibles³.

Los proveedores mayoristas son aquellos agentes que distribuyen el combustible desde plantas de abasto hasta otras plantas, a los grandes consumidores y a los distribuidores minoristas. En este mercado puede generarse un valor agregado

² La definición de los agentes que forman parte de la cadena de distribución de los combustibles derivados del petróleo así como sus obligaciones y el régimen que se les aplica están reglamentados por la ley 812 de 2003 y los decretos reglamentarios 4299 de 2005 y 1333 de 2007 del MME.

³ De acuerdo con información de comercio exterior del DANE, Ecopetrol participó con el 77% del valor de las importaciones de gasolina y ACPM en el 2008. Si se considera únicamente la gasolina, la empresa se ubicó en segundo lugar, después de la cooperativa Ayatawacoop de La Guajira.

mediante la incorporación de aditivos o la mezcla con otros combustibles. La entrada a este mercado es libre, sin embargo, se puede caracterizar como oligopolístico, ya que unas pocas empresas controlan el mercado. De acuerdo con la UPME (2009), tres empresas (Terpel, Chevron-Texaco y Exxon-Mobil) controlan el 83% de la distribución mayorista a las estaciones de servicio del país. Hay que anotar que en los departamentos fronterizos, o “unidades especiales de desarrollo fronterizo”, Ecopetrol es la única empresa autorizada para la distribución de combustibles líquidos derivados del petróleo (artículo 1º de la ley 681 del 9 de agosto de 2001). Los márgenes y precios de venta de la distribución mayorista están regulados.

Los distribuidores minoristas adquieren el combustible de los mayoristas y lo venden directamente a los consumidores finales por medio de estaciones de servicio o directamente a los grandes consumidores. El mercado de la distribución minorista se puede caracterizar como competitivo y el precio de venta es libre, en el caso del régimen de “libertad vigilada”, y controlado, en el caso del régimen de “libertad regulada”. En el primero cada minorista fija libremente el margen de distribución, de acuerdo con sus costos de operación y la tasa de retorno esperada sobre el capital invertido. Este régimen se aplica en “aquellas zonas en donde exista un número adecuado de actores en el mercado que garanticen la libre competencia” (MME, 2007, p. 1)⁴. Por el contrario, el régimen de libertad regulada le pone límites al margen del distribuidor minorista y se aplica en aquellas zonas del país donde hay poca oferta o existen sobrecostos de transporte⁵. En los municipios, los precios en las estaciones de servicio son supervisados por parte de los gobiernos locales.

Los consumidores están compuestos por los grandes consumidores (la industria) y los pequeños consumidores (propietarios de vehículos particulares, públicos y de carga, más otros consumidores pequeños)⁶.

⁴ La normativa del MME señala que se exceptúan de este régimen aquellas ciudades que no sean capitales de departamento (excepto las asociadas a zonas metropolitanas), así como aquellas capitales de departamento que no cuenten con un nivel “adecuado” de competencia.

⁵ Este régimen se aplica a los departamentos de San Andrés y Providencia, La Guajira, Guaviare, Chocó, Caquetá, Casanare, Arauca, Amazonas, Guainía, Vichada y Vaupés.

⁶ Los “grandes consumidores” son definidos por la normativa como aquellos que consumen más de diez mil galones al mes.

B. Marco institucional

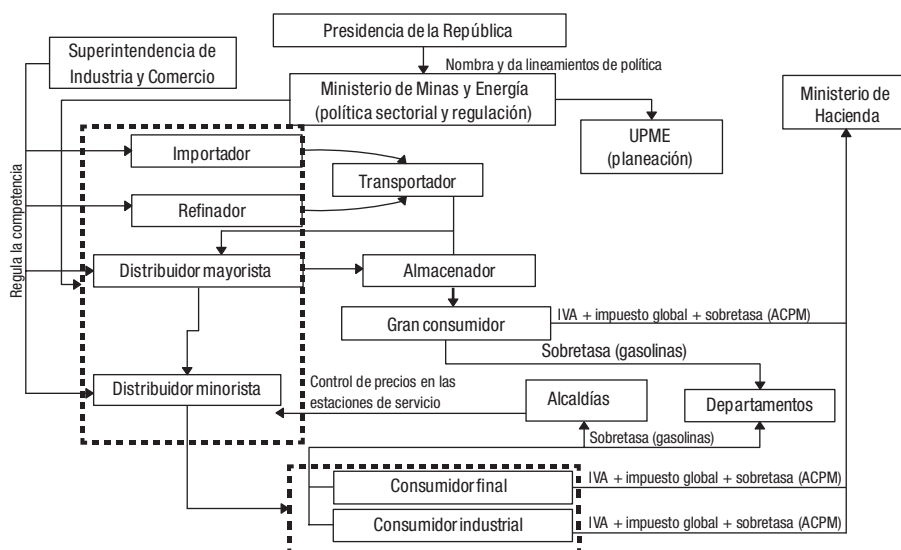
La distribución de combustibles en el país es catalogada legalmente como un servicio público. La Presidencia de la República se encarga de dar los lineamientos de política y nombrar al ministro de Minas y Energía, al ministro de Hacienda y al superintendente de Industria y Comercio (Figura 1). Los objetivos y funciones del MME están definidos en el decreto 70 del 19 de enero de 2001 de la Presidencia. Allí se establece que los objetivos primordiales del MME son la formulación y adopción de las políticas, planes generales, programas y proyectos del sector administrativo de minas y energía⁷. Así, entre las funciones principales del MME están la de formular, planear —por medio de la UPME— y regular las actividades propias del mercado de los combustibles y fijar los precios de los derivados del petróleo.

Las actividades del sector son la refinación, importación, almacenamiento, transporte y distribución, cuya estructura de mercado y agentes ya fueron descritos. Las diferentes relaciones entre las actividades son presentadas también en la Figura 1.

El Ministerio de Hacienda y los departamentos y municipios gravan el consumo de combustibles con tres impuestos: el IVA, el impuesto global y la sobretasa. El IVA es un impuesto de carácter nacional que tiene una tasa única del 16% para las gasolinas y el ACPM, sobre un precio base de liquidación que certifica mensualmente el MME. El impuesto global también es un impuesto de carácter nacional que tiene una tarifa diferencial anual (se fija cada primero de marzo) en pesos por galón para las gasolinas y el ACPM y que crece con la meta de inflación anual del Banco de la República (artículo 59 de la ley 681 del 9 de agosto de 2001)⁸. La sobretasa es un impuesto específico y en cascada que tiene carácter nacional y regional (artículo 117 de la ley 488 del 24 de diciembre de 1998).

⁷ El sector administrativo de minas y energía está integrado por el MME; las unidades administrativas especiales: la UPME y la Comisión de Regulación de Energía y Gas (CREG); los establecimientos públicos: Ingeominas; el Instituto de Planificación y Promoción de Soluciones Energéticas (IPSE); y las entidades vinculadas: Ecopetrol, Ecogas, Minercol, ISA, Isagen, Empresa Multipropósito Urrá, Corelca, Carbocol y la FEN.

⁸ Los precios base de liquidación iniciales establecidos en la ley 681 fueron: para la gasolina corriente, \$ 503,62/galón; gasolina extra, \$ 579,17/galón; ACPM, \$ 333,79/galón.

FIGURA 1. MARCO INSTITUCIONAL DEL MERCADO DE LOS COMBUSTIBLES

Fuente: diseño del autor.

La sobretasa al ACPM es de carácter nacional, su valor es del 6% y se distribuye entre la Nación (50%) y los departamentos y el Distrito Capital (50%)⁹. Por otro lado, la sobretasa a las gasolinas es de carácter departamental y municipal y la tarifa es fijada por los departamentos y municipios de acuerdo con lo que establece la ley 488¹⁰. La base de liquidación de la sobretasa es el valor de referencia (pesos/galón) de venta al público que certifique mensualmente el MME de las gasolinas corriente y extra y del ACPM.

Finalmente, la Superintendencia de Industria y Comercio regula la competencia en todo el sector, el MME supervisa los precios de la última etapa y los municipios supervisan y controlan los precios en las estaciones de servicio.

⁹ La sobretasa es un impuesto de destinación específica, ya que su recaudo se debe dedicar al mantenimiento de la red vial nacional y del Distrito Capital, de acuerdo con sus respectivas participaciones.

¹⁰ De acuerdo con los artículos 122 y 123 de la ley 488, la tarifa municipal o distrital no podrá ser inferior al 14% ni superior al 15% y la departamental no podrá ser inferior al 4% ni superior al 5%. En un párrafo se aclara que el departamento de Cundinamarca no incluye al Distrito Capital de Santafé de Bogotá, cuya tarifa podrá alcanzar el 20%.

C. Marco regulatorio y política de precios de los combustibles

La regulación de los precios de los combustibles desde mediados de los años setenta tiene como sustento legal los decretos 2104 de 1974 y 1736 de 1975 del MME, los cuales se complementaron posteriormente con la ley 1ª de 1984. Mediante esta legislación se le asignó al MME la función de establecer la política de precios de los derivados del petróleo y el gas natural, de fijar su estructura y de decretar los aumentos periódicos. Posteriormente, se complementó y amplió la legislación sobre el tema mediante el decreto ley 2119 de 1992. Durante todo el período y hasta finales de 1998, la política de fijación de los precios de la gasolina y del ACPM “estaba ligada directamente con políticas macroeconómicas de control a la inflación y se hacían aumentos escalonados en dos o tres momentos del año” (MME, 2008, p. 1). Esto generaba, como era de esperarse, una inercia en los precios de los combustibles y un ambiente especulativo que aumentaba las presiones inflacionarias.

El 23 de diciembre de 1998 el MME expidió las resoluciones 82438 y 82439, las cuales fijaron la estructura de precios para la producción o importación, distribución y venta de la gasolina motor corriente y del ACPM, respectivamente. Luego, la política de precios fue afianzada mediante el decreto 70 de 2001 del MME y los lineamientos del Consejo Nacional de Política Económica y Social (Conpes, 2002, 2003) y el Plan Nacional de Desarrollo 2003-2006.

Los objetivos principales de la política de precios de los combustibles desde 1998 y hasta finales de 2006, materializados en la normativa anotada, fueron los siguientes. En primer lugar, incentivar la entrada de nuevos competidores al mercado de los combustibles, mediante la fijación del precio al productor (ingreso al productor), de acuerdo con el costo de oportunidad de importar el combustible vendido internamente, es decir, según el precio de paridad de importación del combustible, el cual debía colocarse en el centro de mayor producción y distribución del país (puerto de Barrancabermeja)¹¹. En el caso del importador, mediante el reconocimiento del costo de importar el combustible para venderlo en el mercado interno. Por este

¹¹ Nótese que la regulación no fijó el precio al productor con base en los costos de producción de los combustibles, como se hace en otros sectores regulados como el de la energía (hoy en día un bien transable), sino con base en el costo de oportunidad. Este es un asunto que puede generar discusión, pero no se tratará aquí. Para una revisión del tema en el caso colombiano, desde el punto de vista del cálculo del subsidio a los combustibles, consultar a Otero (2009).

motivo, y a partir de diciembre de 1998, el MME adoptó una nueva formulación para la fijación de los precios de la gasolina corriente y el ACPM, según la cual el precio al productor e importador fluctuaba mensualmente de acuerdo con las variaciones de sus precios internacionales y de la tasa de cambio.

El segundo objetivo fue el de desmontar el subsidio a los combustibles, el cual tenía su origen en un precio de venta al consumidor final que estaba por debajo de su costo¹². Esta política se aplicó de manera gradual, dependiendo del comportamiento de los precios *spot* internacionales de los combustibles. Para algunos períodos, con ascensos pronunciados de los precios internacionales (desde mediados de 1999 hasta finales de 2000 y en 2005 y 2006), se fijó un precio de referencia internacional de largo plazo hacia donde deberían convergir los precios locales, una vez corregidos por la tasa de cambio.

El tercer objetivo consistió en eliminar los costos fiscales del subsidio. Hasta el 2006 dichos costos estaban implícitos en los resultados financieros de Ecopetrol, ya que vendía los combustibles que producía o importaba por debajo de su costo (costo de oportunidad y costo de importación, respectivamente). Dichos costos eran asumidos por la Nación, pues se materializaban en una menor transferencia de utilidades por parte de la empresa.

En cuarto lugar, la política de precios tuvo la finalidad de eliminar las ineficiencias económicas en la demanda de combustibles debido al mantenimiento de un precio por debajo del de mercado.

En quinto lugar, independizar los ajustes del precio de los combustibles de la inflación, con lo que se pretendía eliminar el componente inercial que aportaban estos bienes a la inflación total.

Finalmente, y aunque no es explícito en los documentos oficiales, eliminar los efectos redistributivos que generaba el mantenimiento de los subsidios, ya que los que más se beneficiaban de su existencia eran los consumidores con mayores ingresos (Rincón y Garavito, 2004).

¹² En Rincón (2008) se encuentra una discusión conceptual sobre los costos y beneficios del subsidio a los combustibles en Colombia, su relación con los impuestos y su valoración para el período 1998-2007.

A partir de finales de 2006 hubo tres modificaciones radicales en la política de precios de los combustibles del país. La primera definió el subsidio a los combustibles (artículo 1° de la resolución 180414 del 23 de marzo de 2007, MME), hizo explícito el costo del subsidio y lo adjudicó a la Nación (artículo 48 de la ley 1110 del 27 de diciembre de 2006 o Ley del Presupuesto Nacional para el año 2007). De esta manera, se reconoció el costo “asumido” por los productores o importadores¹³. El subsidio en pesos para el productor o refinador de combustibles se definió de la siguiente manera:

$$S^x = \sum_{t=1}^T \{ (PPX_t * TRM_t - IP^x) * Q_t \}, \quad (1)$$

donde S es el monto del subsidio; PPX es el precio de paridad de exportación en dólares por galón del respectivo combustible para el día t ($t = 1, \dots, T$, T es el último día del mes x), el cual se definirá más adelante; TRM es la tasa de cambio representativa del mercado para el día t (pesos/dólar); IP es el ingreso al productor para el mes x en pesos por galón, el cual también se explicará más adelante; Q es la cantidad de combustible en galones vendida al mercado nacional en el día t ¹⁴. El lector notará que el subsidio tiene una relación positiva con el precio internacional de los combustibles y la tasa de cambio y negativa con el ingreso al productor. Durante el choque petrolero internacional entre 2003 y mediados de 2008, el precio internacional de los combustibles aumentó drásticamente, lo cual fue compensado, en cierto grado, por la fuerte apreciación del peso y por el menor incremento del ingreso al productor. Al final, sin embargo, el choque de precios predominó y el subsidio fue positivo.

Por el lado de las cuentas fiscales, esta primera modificación a la política de precios de los combustibles hizo explícito el registro del subsidio en las operaciones finan-

¹³ Se utilizan las comillas porque, realmente, el productor y el importador no estaban asumiendo el costo del subsidio. Como se explicó, en el caso de Ecopetrol, el costo lo asumía la Nación y en el caso de los privados, ellos vendían el combustible por encima de sus costos de producción o importación, pues de otra manera no hubieran permanecido en el negocio. Nótese que si se analiza la economía en el marco de un modelo de equilibrio general, el concepto de “Nación” corresponde a todos los individuos de la sociedad que pagan el costo del subsidio (véase una discusión sobre este punto en Rincón, 2008, sección 5).

¹⁴ Nótese que el subsidio solo se aplica a los volúmenes producidos o importados destinados al mercado nacional y se reconoce de acuerdo con las condiciones establecidas por el MME.

cieras de Ecopetrol y en el Presupuesto General de la Nación (artículo 60 de la ley 1151 del 24 de julio de 2007). Hay que resaltar que esta modificación se hizo obligatoria con la privatización del 10% de Ecopetrol en el 2007, ya que la nueva naturaleza legal y económica de la empresa hacía que los precios de venta de sus productos se debían igualar a los precios de mercado.

En la segunda modificación, el precio de referencia al productor de combustible cambió del precio de paridad de importación al precio de paridad de exportación (resolución 180414 del 23 de marzo de 2007, MME). Así, para el caso de la gasolina, el precio de paridad de exportación para cada momento t se define como:

$$PPX_t = (\text{Pr } FOB_t - O_t) - FL_t - T_t, \quad (2)$$

donde $\text{Pr } FOB$ es el precio en dólares/galón de la gasolina de referencia, UNL 87(RON 92), en la Costa del Golfo de los Estados Unidos; O es la corrección por octanaje a la calidad de la gasolina colombiana; FL es el costo en dólares por galón de los fletes marítimos o terrestres y demás costos incurridos para transportar el combustible desde el puerto de exportación en la costa colombiana hasta la Costa del Golfo de los Estados Unidos; T es el costo en dólares por galón del transporte por poliducto o terrestre desde la refinería hasta el puerto de exportación en la costa colombiana. Para el caso del ACPM, el precio de paridad de exportación para cada momento t se define como en la ecuación (2), excepto que no se hace ajuste por calidad ni se descuenta FL . Además, el precio de referencia externo que se utiliza es el del *diésel N° 2* en la Costa del Golfo en los Estados Unidos.

Para el caso del importador de combustibles, el precio de referencia continuó siendo el de paridad de importación (resoluciones 82438 y 82439 de diciembre de 1998).

Es importante anotar que los objetivos del cambio para el productor del precio de paridad de importación al de exportación fueron, posiblemente, tener una mejor medida del costo de oportunidad para el productor y adecuar la regulación colombiana a la internacional.

La tercera modificación a la política de precios fue la creación del FEPC. En la reglamentación del artículo de la ley 1151 de 2007 que creó el fondo se estableció que acumularía recursos, distintos a los rendimientos financieros o a los asignados por el Presupuesto General de la Nación, cuando el precio de paridad de exportación/importación estuviera por debajo del precio regulado al productor/importador.

tador y que desacumularía cuando sucediera lo contrario (decreto 4839 del 24 de diciembre de 2008 del Ministerio de Hacienda). En el primer caso, se grava el consumo de combustibles y se acumulan los recursos (S es negativo en la ecuación 1). En caso contrario, se subsidia el consumo y se desacumulan recursos (S es positivo en la ecuación 1). Por último, cuando el precio de paridad sea igual al ingreso al productor/importador, no hay acumulación o desacumulación de recursos (S es igual a cero). Con la caída brusca de los precios internacionales de los combustibles debido a la crisis financiera internacional de 2008 se activó el FEPC acumulando recursos.

III. LA ESTRUCTURA DEL PRECIO DE LA GASOLINA Y DEL ACPM

El precio al consumidor de la gasolina o del ACPM en pesos por galón para el mes x está dado por:

$$PC = IP + I + TTP + MCMA + MCMI + CT + OC, \quad (3)$$

donde PC es el precio al consumidor o “precio de venta al público”; IP es el ingreso al productor o importador; I son los impuestos a los combustibles (IVA, global y sobretasa); TTP es la tarifa de transporte por los poliductos desde las refinerías o puertos de importación a las plantas de abasto; $MCMA$ y $MCMI$ son, respectivamente, los márgenes de comercialización de los distribuidores mayoristas y de los minoristas; CT son los costos de transporte desde la planta de abasto a la estación de servicio, y OC son otros costos (tarifa de marcación y pérdida por evaporación).

La TTP es regulada y determinada por el MME con base en el costo de operación más un margen, de acuerdo con la distancia transportada (la tarifa máxima se fija en pesos por galón)¹⁵; los $MCMA$ son determinados y regulados por el MME teniendo en cuenta los costos de operación y mantenimiento, los gastos de administración y ventas, las pérdidas por evaporación y los costos de agregar aditivos¹⁶; los $MCMI$ son libres, en el caso del régimen de libertad vigilada, y controlados, en

¹⁵ Resolución 180088 del 30 de enero de 2003 del MME y resoluciones modificatorias.

¹⁶ Los $MCMA$ se calculan y ajustan de acuerdo con lo establecido en las resoluciones 181549 del 30 de noviembre de 2004, 181334 del 29 de agosto de 2007 y modificatorias.

el caso del régimen de libertad regulada¹⁷; los *CT* son determinados y regulados por el MME, excepto en aquellos municipios en los que los costos reales de transporte sean superiores al valor mínimo establecido por el MME. En este caso, el *CT* es determinado por los comités municipales de precios¹⁸; la tarifa de marcación es un valor fijo para cada combustible y es establecida por el MME; la pérdida por evaporación se calcula de acuerdo con lo señalado en el decreto 3322 del 25 de septiembre de 2006 del MME y resoluciones modificatorias.

La fórmula que utiliza actualmente el MME para el cálculo del ingreso al productor (refinador) de combustibles para el mes *x* es la siguiente (UPME, 2009):

$$IP = (Pr\,FOB - FL - SE - IM) * TRM - TCP - TI, \quad (4)$$

donde *IP* es el ingreso al productor en pesos por galón; *PrFOB* es el precio de referencia en dólares del respectivo combustible en la Costa del Golfo de los Estados Unidos: UNL 87(RON 92), para las gasolinas, y *diésel N° 2* para el ACPM; *FL* es el costo en dólares por galón de los fletes marítimos o terrestres y demás costos que implique transportar el combustible desde la Costa del Golfo de los Estados Unidos hasta el puerto de entrada al país; *SE* es el costo en dólares por galón de los seguros que cubren el transporte del combustible desde la Costa del Golfo de los Estados Unidos hasta el puerto de entrada al país; *IM* es el costo en dólares por galón de la inspección de calidad en puerto de cargue y descargue; *TRM* es la tasa de cambio promedio representativa del mercado proyectada para el mes *x*; *TPC* es la tarifa de transporte de combustible por poliducto desde el puerto de entrada al país hasta Barrancabermeja; *TI* es el valor del impuesto de timbre.

Con el fin de ilustrar la estructura del precio de los combustibles con los valores actuales de cada una de las variables que lo componen, en el Cuadro 1 se reporta el precio de la gasolina y del ACPM para Bogotá en octubre de 2009. Se observa que el ingreso al productor y los impuestos representan el 53% y 33% del precio al consumidor final de la gasolina, respectivamente. En el caso del ACPM, las respec-

¹⁷ En este último caso, los *MCMI* se calculan y ajustan de acuerdo con lo establecido en las resoluciones 181549 del 30 de noviembre de 2004, 180769 del 29 de mayo de 2007 y modificatorias.

¹⁸ Resoluciones 181549 del 30 de noviembre de 2004 y modificatorias.

tivas participaciones ascienden a 61% y 22%. El resto de los componentes representan el 14% y 17%, en los casos de la gasolina y del ACPM.

Nótese que si al productor de combustibles se le pagara su costo de oportunidad en cada momento t , las ecuaciones (2) y (4) deberían ser equivalentes para cada t y, por lo tanto, S en la ecuación (1) debería ser cero (asumiendo que $SE = IM = TI = 0$). Sin embargo, esto no sucede debido a la manera como está diseñada la política actual de precios de los combustibles. En términos prácticos, dicha política fija el ingreso al productor para el mes x -ésimo, mientras que el precio de paridad cambia para cada momento t , ya que incorpora las variaciones diarias del precio internacional de los combustibles y de la tasa de cambio.

CUADRO 1. ESTRUCTURA DEL PRECIO DE LOS COMBUSTIBLES
(VIGENCIA: OCTUBRE 1-31/09)

Ítem	(\$/galón)			
	Gasolina corriente	Participación	ACPM	Participación
	t	(%)		(%)
Ingreso al productor	3.725,6	52,7	3.564,4	61,1
+ IVA ^a	482,9	6,8	494,3	8,5
+ Impuesto global	666,4	9,4	466,2	8,0
+ Tarifa de marcación	5,1	0,1	3,6	0,1
+ Tarifa de transporte poliductos	320,4	4,5	307,4	5,3
Precio de venta al distribuidor mayorista	5.200,4	73,5	4.835,9	83,0
+ Margen mayorista	264,5	3,7	278,4	4,8
+ Sobretasa ^b	1.168,1	16,5	301,5	5,2
Precio de venta en planta de abasto mayorista	6.633,0	93,8	5.415,8	92,9
+ Margen minorista	404,0	5,7	404,0	6,9
+ Pérdida evaporación	26,5	0,4	0,0	0,0
+ Transporte planta de abasto a estación de servicio	9,9	0,1	9,9	0,2
Precio máximo de venta al público	7.073,5	100,0	5.829,8	100,0

^a El precio base de liquidación del IVA para la gasolina es de \$ 3.515,25/galón y para el ACPM de \$ 3.442,84/galón.

^b Sobretasa del 25% y 6% para la gasolina y el ACPM, respectivamente. Los precios base de liquidación son \$ 5.191,65 y \$ 5.024,59/galón.

Fuente: UPME, Ministerio de Minas y Energía. Cálculos del autor.

Con el fin de obtener un estimativo del diferencial actual entre el precio de paridad de exportación y el ingreso al productor, es decir, para evaluar si los consumidores de combustibles están en la actualidad recibiendo subsidios o pagando una contribución adicional a los impuestos mencionados, se realizó un ejercicio sencillo para

septiembre de 2009 y Bogotá. Para calcular el precio de paridad de exportación utilizamos la definición dada por la ecuación (2) convertida a pesos. Como no fue posible tener acceso a los precios de referencia internacional utilizados por el MME para el cálculo del precio de paridad, utilizamos dos precios internacionales similares: el *U. S. Gulf Coast conventional gasoline regular spot price FOB* para la gasolina y el *U. S. Gulf Coast No. 2 diesel low sulfur spot price FOB* para el ACPM, ambos tomados de la página del Departamento de Energía de los Estados Unidos (<http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/rruusgd.htm>). La tasa de cambio utilizada fue la promedio representativa del mercado para el mes de septiembre, reportada por el Banco de la República. Los demás parámetros para la estimación de la ecuación fueron tomados de MME (2008). El valor del ingreso al productor fue tomado de la UMPE (<http://www.sipg.gov.co/Default.aspx?tabid=98>) para el mes mencionado. Las estimaciones indican que los consumidores pagaron una contribución de \$ 431/galón y \$ 275/galón por la gasolina y ACPM consumidos, respectivamente¹⁹.

IV. ESTADÍSTICAS SECTORIALES

A. *Cantidades: oferta y demanda*

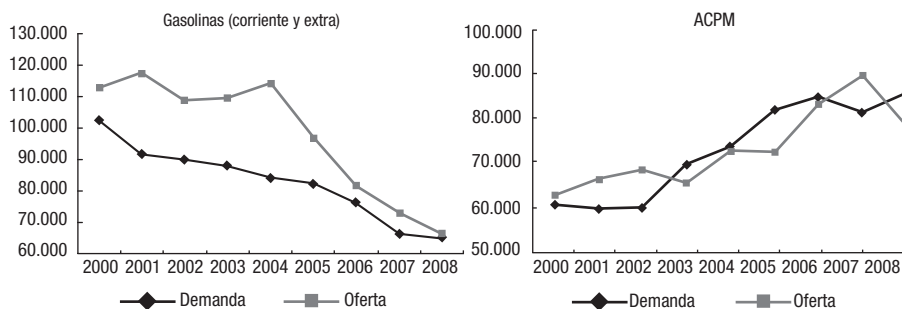
El Gráfico 1 muestra los volúmenes de gasolinas (corriente y extra) y ACPM producidos y demandados internamente entre 2000 y 2008. Lo primero que se observa a lo largo de la década es una tendencia negativa en el caso de las gasolinas (gráfico izquierdo), tanto de la oferta como de la demanda. Entre 2000 y 2008 la primera cayó 41% y la segunda 36%.

El comportamiento de la oferta se explica principalmente por la caída de la capacidad de refinación del país y, en el caso de la demanda, por la brusca sustitución de las gasolinas por otros combustibles, principalmente por ACPM, así como por la respuesta del consumo al aumento pronunciado de los precios y el uso cada vez mayor del transporte público con la puesta en marcha de los sistemas masivos de transporte (“transmilenios”). Estos factores compensaron con creces la mayor

¹⁹ Un cálculo aproximado del valor de los recursos acumulados por el FEPC en septiembre se obtiene simplemente multiplicando estos valores por la cantidades consumidas. Infortunadamente, este último dato no estaba disponible.

demanda por el aumento de la venta de vehículos que se generó con el ciclo positivo de la economía²⁰.

**GRÁFICO 1. PRODUCCIÓN Y DEMANDA DE GASOLINAS Y ACPM
(BARRILES/DÍA)**



Fuente: Ecopetrol y UPME (cálculos del autor).

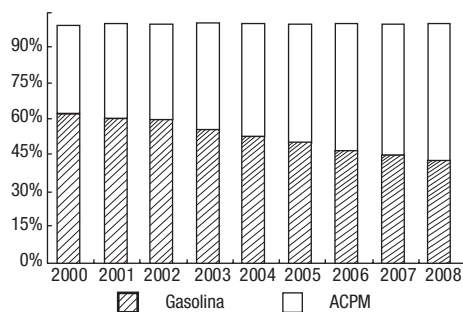
En el caso del ACPM, tanto la oferta como la demanda tuvieron una tendencia positiva, y en el caso de la oferta por lo menos hasta 2007. La razón principal que explica el comportamiento de su demanda es el menor precio relativo con respecto a la gasolina y la política de subsidios y de incentivación de su consumo por medio de menores impuestos. Entre 2000 y 2008 la oferta de ACPM aumentó 25% y la demanda 42%.

En segundo lugar, el gráfico muestra que la demanda de gasolinas estuvo por debajo de la oferta durante todo el período, por lo que se generaron excesos exportables. En el caso del ACPM, el comportamiento fue irregular, pues unos años hubo excedentes exportables y en otros se debió acudir a las importaciones, como en 2008.

El Gráfico 2 presenta la participación de la demanda de gasolinas frente a la del ACPM. Se observa claramente un aumento en la participación de la segunda, explicado por los factores mencionados. Entre 2000 y 2008 la demanda de ACPM ganó una participación adicional de 20%, en contra de la demanda de gasolinas.

²⁰ Un factor que puede explicar en cierto grado la caída de la demanda reportada oficialmente es el consumo de gasolinas suplido por el contrabando y el hurto.

GRÁFICO 2. DEMANDA DE GASOLINA Y ACPM
(PARTICIPACIÓN %)

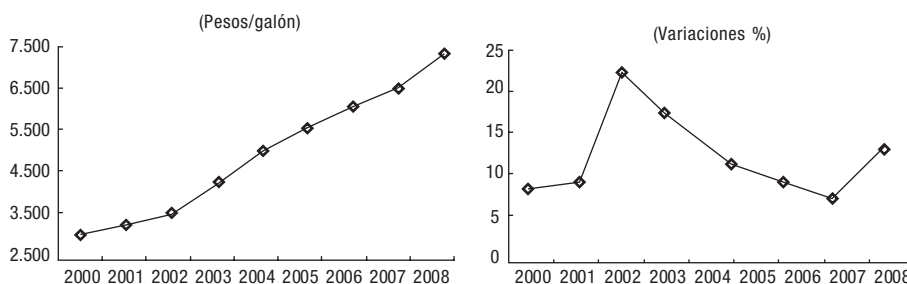


Fuente: Ecopetrol y UPME. Cálculos del autor.

B. Precios absolutos y relativos

Los Gráficos 3 y 4 muestran el comportamiento de los precios absolutos de venta al público de la gasolina regular y del ACPM para Bogotá, respectivamente, y sus variaciones porcentuales desde 2000.

GRÁFICO 3. PRECIO DE VENTA AL PÚBLICO DE LA GASOLINA REGULAR

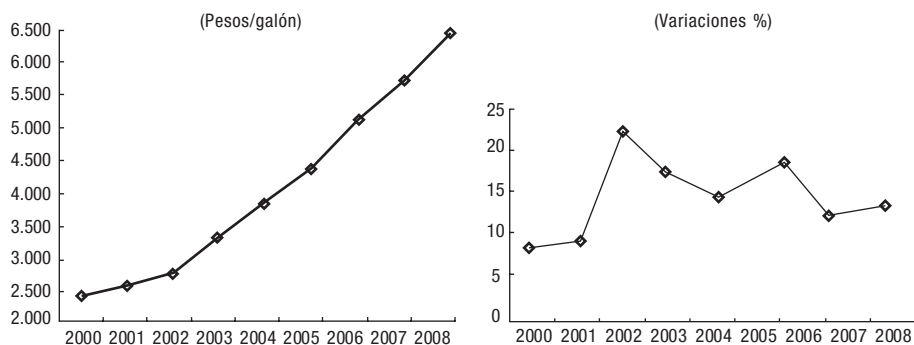


Fuente: UPME, Estadísticas de la Industria Petrolera, CD-Rom, Ecopetrol. Cálculos del autor.

A partir del 2000 ambos precios han aumentado de manera sostenida, en respuesta a la política de precios, discutida anteriormente, y al comportamiento de los precios internacionales de los combustibles, en particular desde 2003, cuando se inició el choque. Como se señaló, la tasa de cambio cumplió un papel amortiguador sobre los precios internos, ya que se apreció de manera importante (35% entre diciembre de 2003 y julio de 2008). Las variaciones anuales promedio de los precios de ambos

combustibles son iguales (14% para el período), a pesar de que los niveles son mayores para las gasolinas.

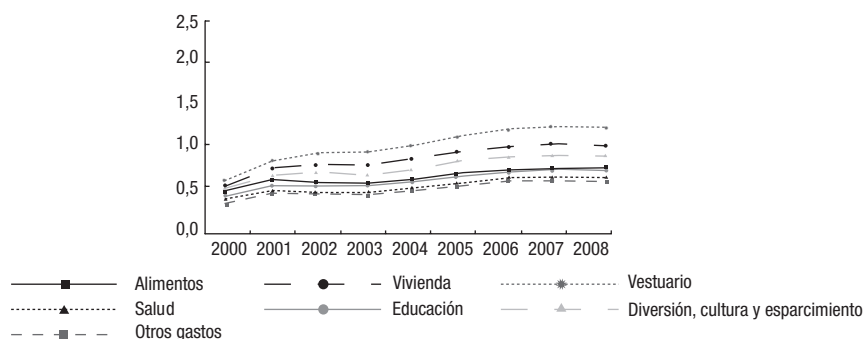
GRÁFICO 4. PRECIO DE VENTA AL PÚBLICO DEL ACPM



Fuente: UPME, Estadísticas de la Industria Petrolera, CD-Rom, Ecopetrol. Cálculos del autor.

El Gráfico 5 muestra la evolución de los precios de los combustibles en relación con los demás precios sectoriales del IPC (el rubro “combustibles” del IPC sólo incluye las gasolinas). Claramente, los precios relativos de los combustibles aumentaron a lo largo del período, excepto en el año 2008. Es de resaltar el aumento del 5% del precio relativo promedio de combustibles/vestuario y el aumento del 2% del precio relativo promedio de combustibles/salud durante el período. Los aumentos de los demás precios relativos se mantuvieron entre estos dos extremos. También es

GRÁFICO 5. PRECIOS RELATIVOS DE LA GASOLINA^a



^a IPC de los combustibles con relación al IPC de cada uno de los demás sectores (1998 = 1).

Fuente: DANE. Cálculos del autor.

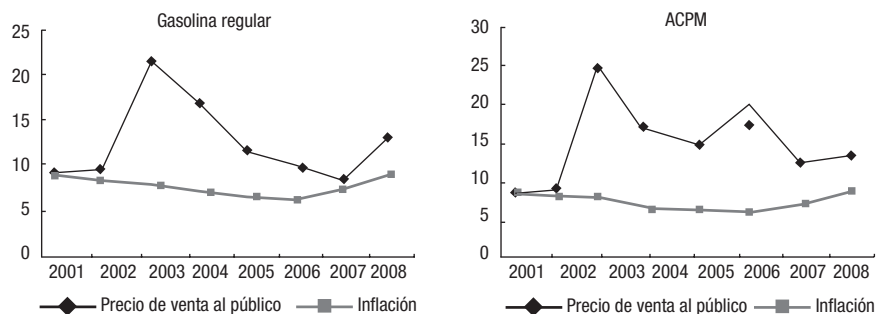
destacable que a pesar del aumento histórico de los precios de los alimentos (por el choque internacional de los precios de los *commodities*), el cambio del precio relativo promedio de combustibles/alimentos fue del 3%.

V. PRECIOS DE LOS COMBUSTIBLES E INFLACIÓN²¹

A. Los hechos empíricos

De acuerdo con lo discutido en las secciones anteriores, las variaciones de los precios de la gasolina y del ACPM desde el final de la década de los noventa han dependido de los cambios del precio internacional de los combustibles, de la tasa de cambio y de la política de precios del gobierno, pero no de los cambios de la inflación (Gráfico 6).

GRÁFICO 6. PRECIO DE VENTA AL PÚBLICO E INFLACIÓN DEL IPC
(VARIACIONES %)



Fuente: Ecopetrol y DANE. Cálculos del autor.

De acuerdo con el gráfico, que muestra las variaciones del precio de venta al público de la gasolina regular y del ACPM comparadas con la inflación anual del IPC²², los incrementos de los precios de los combustibles estuvieron muy por encima de

²¹ El ejercicio con la matriz insumo-producto reportado en esta sección fue elaborado conjuntamente con Édgar Caicedo, profesional experto en inflación del Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República.

²² Por presentación, solo se muestran los precios de dichos combustibles en la ciudad de Bogotá.

la inflación durante todo el período, excepto en el 2001, cuando lo fueron ligeramente. Es de resaltar lo que ocurrió en 2003, cuando el incremento del precio de los combustibles fue 3,6 veces la inflación de ese año.

Con el fin de evaluar estadísticamente la relación entre los precios de los combustibles y la inflación, estimamos los coeficientes de correlación entre ellos a diferentes rezagos y adelantos de las series. Los coeficientes estimados oscilan entre 0,1 y 0,5; sin embargo, el estadístico de Ljung-Box no rechaza la hipótesis nula de inexistencia de asociación lineal entre las dos series.

B. Efecto inflacionario de un choque al precio de los combustibles

Para estimar los efectos inflacionarios de un choque al precio de las gasolinas y el ACPM, construimos la matriz insumo-producto (MIP) para el 2007. Con el uso de este instrumento estimamos el impacto sobre el IPC de un choque de 10% a los precios de ambos combustibles. Como aquí no nos interesa explicar qué genera el choque de los precios, nuestro ejercicio se limita a medir su impacto inflacionario.

De acuerdo con la clasificación por sectores económicos del IPC del DANE (base 2008), las gasolinas (corriente y extra) tienen un efecto directo sobre el IPC de 2,91% y uno indirecto por medio de los subsectores de transporte de personal y transporte público, los cuales pesan 8,39% y 6,80%, respectivamente. Por otro lado, la gasolina y el ACPM afectan la inflación total mediante su efecto sobre el índice de precios al por mayor (IPP). Las gasolinas y el ACPM representan el 38,75% y 31,52%, respectivamente, de la rama CIIU 23 del IPP de producidos y consumidos, y esta, a su vez, representa el 4,04% del índice.

Los pasos seguidos para la realización del ejercicio fueron los siguientes:

- 1) Selección de la matriz de utilización por ramas de actividad económica de las cuentas nacionales del DANE para el año 2007.
- 2) Construcción de la matriz de coeficientes técnicos (véase Lora, 1999, cap. 10).
- 3) Construcción de la correlativa entre la clasificación de las cuentas nacionales y del IPC. Se “acomoda” la clasificación del IPC a la de las cuentas nacionales, con sus respectivas ponderaciones (Lora, 1999, cap. 11).
- 4) Solución matricial de la ecuación de Leontief.

5) Identificación y cálculo del impacto inflacionario del choque al precio de los combustibles.

El efecto total sobre la inflación del IPC del choque a los precios de las gasolinas y del ACPM es mostrado en el Cuadro 2. El efecto directo se obtiene del producto de la participación porcentual de las gasolinas en el IPC por el choque a los precios. El efecto total proviene de la cuantificación del choque sobre el sector de “productos de petróleo refinado” de la MIP, que se calcula como el producto del incremento esperado en cada uno de los combustibles por su respectiva ponderación sectorial en el IPP. El efecto indirecto total se obtiene por residuo como la diferencia entre el efecto total y el indirecto.

El cuadro muestra que el choque del 10% a los precios implica una inflación adicional de 0,60% proveniente de las gasolinas y de 0,25% del ACPM. El efecto total sobre el IPC del choque se estima en 0,85%. Nótese el moderado impacto estimado del ACPM, siendo este un combustible de gran influencia en los costos de transporte. Esto puede indicar dificultades de la MIP en la captura de todos sus posibles efectos.

CUADRO 2. EFECTO INFLACIONARIO DE UN CHOQUE DEL 10% AL PRECIO DE LOS COMBUSTIBLES
(PUNTOS PORCENTUALES)

Combustible	Efecto directo	Efecto indirecto	Total
Gasolinas	0,29	0,31	0,60
ACPM	---	0,25	0,25
Total	0,29	0,56	0,85

Fuente: cálculos del autor conjuntamente con Édgar Caicedo.

Es necesario advertir que los valores estimados podrían estar sobreestimados, ya que la MIP sobrevalora el verdadero impacto sobre la inflación debido a su naturaleza estática, debido a que emplea coeficientes técnicos y de valor agregado fijos (funciones de producción tipo Leontief) que ignoran la posibilidad que tienen los productores de sustituir factores de producción costosos por baratos —algo que solo lo podrán hacer en el mediano o largo plazo, por supuesto—. Adicionalmente, la MIP corresponde exclusivamente a un enfoque de oferta y costos, pues no considera aspectos de la demanda que son importantes al momento de cuantificar el verdadero impacto del choque a los precios de los combustibles sobre el nivel de precios de la economía.

VI. CONCLUSIONES

El mercado colombiano de las gasolinas y el ACPM es competitivo en cuanto a la entrada y salida del mercado; sin embargo, su estructura está altamente concentrada en cabeza de una sola empresa: Ecopetrol.

Los precios de los combustibles son regulados en cada una de las etapas de su formación, excepto el precio final de venta al público, el cual generalmente es libre.

Desde el final de la década de los noventa, los precios de los combustibles dependen fundamentalmente de los cambios en su precio internacional, de la tasa de cambio y de la política de precios del gobierno.

En ciertos momentos, la política de precios ha generado un subsidio al consumo de combustibles. No obstante, recientemente los consumidores han sido gravados (han recibido un subsidio negativo) de manera adicional a los impuestos reconocidos (IVA, impuesto global y sobretasa). Los recursos recibidos por el gobierno están siendo acumulados en el FEPC.

Finalmente, se estima que un choque del 10% a los precios de los combustibles implicaría una inflación del IPC del 0,85%.

REFERENCIAS

- Consejo Nacional de Política Económica y Social (2002). *Balance y estrategias a seguir para impulsar el Plan de Masificación de Gas* (Documento CONPES N° 3190, julio 31). DNP.
- Consejo Nacional de Política Económica y Social (2003). *Estrategias para la dinamización y consolidación del sector de gas natural en Colombia* (Documento CONPES N° 3244, septiembre 15). DNP.
- Lora, Eduardo (1999). *Técnicas de medición económica: metodología y aplicaciones en Colombia*. Tercer Mundo Editores y Fedesarrollo, Santafé de Bogotá.
- Ministerio de Minas y Energía (2007). *Ajustes a los márgenes de libertad regulada* (Comunicado N° 262, 17 de mayo).
- Ministerio de Minas y Energía (2008). *Documento de política - Precios de los combustibles*. Mimeografía.

- Otero, D. (2009). *El mito del subsidio a la gasolina y el ACPM* (Documento de Trabajo, febrero). Departamento de Economía, Universidad Central, Bogotá. Plan Nacional de Desarrollo 2003-2006. *Hacia un Estado comunitario*.
- Rincón, H. (2008). *¿Los consumidores colombianos de combustibles reciben subsidios o, en neto, pagan impuestos?* (Borradores de Economía N° 540). Banco de la República.
- Rincón, H., & Garavito, H. (2004). Mercado actual de la gasolina y del ACPM e inflación. *Boletín del Observatorio Colombiano de Energía*, 14, abril-junio, Universidad Nacional de Colombia.
- Unidad de Planeación Minero Energética (2009). *Cadena del petróleo 2009*. Ministerio de Minas y Energía.

Formación de las tarifas eléctricas e inflación en Colombia*

Ignacio Lozano y Hernán Rincón**

* Agradecemos los comentarios de Roberto Ospina, ex vicepresidente de Codensa, y la excelente asistencia de investigación de Mauricio Arango, Laura Capera y Érika López.

** Investigadores de la Unidad de Investigaciones del Banco de la República. Los puntos de vista expresados en este capítulo son de los autores y no representan los del Banco de la República ni los de su Junta Directiva. Los autores son los únicos responsables por cualquier error contenido en el documento.

I. INTRODUCCIÓN

Las tarifas de la energía eléctrica son fijadas en Colombia por la Comisión de Regulación de Energía y Gas (CREG), con base en su costo unitario. En la provisión de este servicio participan cuatro negocios (generación, transmisión, distribución y comercialización), que enfrentan distintas condiciones de mercado, lo cual lleva a que el regulador considere criterios especiales para cada uno de ellos a la hora de definir el costo unitario. La CREG también establece reglas de ajuste del costo unitario para cada negocio (actividad), que en algún grado están indexadas a los principales índices de precios de la economía.

Las tarifas de la energía eléctrica han ganado participación en los últimos años, tanto en el grupo de los precios regulados por el Estado como en la canasta total del índice de precios al consumidor (IPC). El mayor peso de este producto lleva a que se le preste mayor atención a la formación de las tarifas y a sus determinantes, para darle un seguimiento más cercano a la llamada inflación de regulados. En la canasta base 1998, la ponderación que se les asignaba a los precios de los bienes regulados era de 9,04% y, dentro de ese grupo, las tarifas eléctricas participaban con el 1,46%. En la nueva canasta de 2008, la ponderación de los precios regulados aumentó a 15,26%, al tiempo que la importancia de las tarifas eléctricas se incrementó y llegó a 2,86%. Este último porcentaje es muy importante por tratarse solo de un artículo de los 123 que contiene la nueva canasta del IPC. Es de anotar que la ponderación actual es cercana a la media de otros países de la región como México (2,27), Chile (2,59), Perú (2,95) y Brasil (3,22).

El suministro de la energía eléctrica es ofrecido por veinticuatro empresas generadoras que operan en un mercado oligopólico. En segundo lugar participan las empresas que transportan la energía (transmisoras) por las grandes redes del país, desde su lugar de generación. Existen trece empresas transmisoras que operan en un mercado más concentrado. Luego están las treinta y tres empresas que distribuyen el servicio en las ciudades, a través de las redes de baja tensión, hasta llevarlo a los hogares, las cuales operan igualmente en un mercado no competitivo. Finalmente participan las empresas comercializadoras que se encargan de la lectura, facturación y otros servicios; no obstante, estas suman setenta y cuatro, solo tres concentran el 61% del mercado.

Aunque los cuatro negocios son independientes, durante los últimos años se ha registrado un importante grado de integración vertical, por lo que el regulador

también ha tenido que intervenir en esta materia. Desde el punto de vista del marco regulatorio, la CREG da un tratamiento de libre competencia a las empresas que participan en la generación y comercialización, y de monopolio a las que participan en el negocio de la transmisión y la distribución.

En este capítulo se describe el mercado colombiano de la energía eléctrica: instituciones, marco regulatorio, agentes y estructura del mercado. También se aborda el proceso de formación de la tarifa, se caracteriza su comportamiento y se analizan la dinámica y la relación de la tarifa con la inflación de los precios regulados y con la inflación total durante la última década. Finalmente, se cuantifica el impacto inflacionario de un choque a la tarifa, con el fin de que sirva de marco de referencia para los pronósticos de inflación y la toma de decisiones de política.

El capítulo contiene cuatro secciones adicionales a esta introducción. En la Sección II se presenta el marco institucional y regulatorio y las características del mercado de la energía eléctrica. En la Sección III se describe el proceso de formación de las tarifas eléctricas y se analizan en detalle los distintos componentes del costo unitario y la dinámica de ajuste que contempla la regulación. En la Sección IV se analiza la dinámica de las tarifas frente al resto de los precios regulados y la inflación total, se avalúan las posibles rigideces y asimetrías de estos precios y se presenta un ejercicio que estima el impacto inflacionario de un choque a las tarifas. Por último, en la Sección V se concluye.

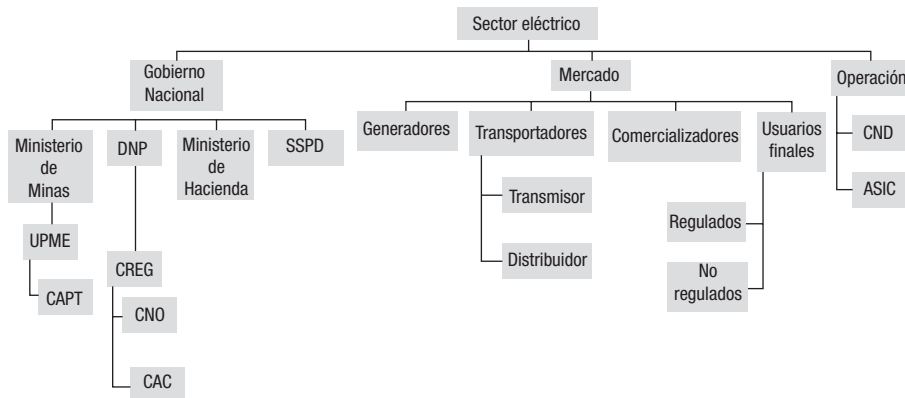
II. MARCO INSTITUCIONAL Y REGULATORIO Y MERCADO DE LA ENERGÍA ELÉCTRICA

A. Marco institucional y regulatorio

Desde el punto de vista institucional, en el sector eléctrico colombiano participan tres instituciones diferentes. La primera es la encargada de la política, planeación sectorial, vigilancia, control y regulación del mercado, que está en cabeza del Ejecutivo. La segunda comprende el mercado en sí mismo, con diferentes agentes especialmente por el lado de la provisión del servicio. La tercera son los encargados de la operación del sector. En este apartado describimos el primer y tercer tipo, en tanto que en el siguiente presentamos los agentes del mercado.

La regulación del mercado de energía eléctrica está a cargo de la CREG. Su objetivo es buscar que los servicios de gas natural, gas licuado de petróleo y energía eléctrica se presten de manera competitiva, es decir, que se logre la mayor cobertura al menor costo posible con una remuneración adecuada para los agentes que intervienen en el mercado. Esta comisión está conformada por cinco miembros expertos nombrados por la Presidencia de la República, el Ministerio de Hacienda de Crédito Público, el Departamento Nacional de Planeación y el Ministerio de Minas y Energía. Adscrita a este último ministerio, la Unidad de Planeación Minero Energética¹ (UPME) es la encargada de la planeación y desarrollo sostenible y es asesorada en materia de transmisión por el Comité Asesor de Planeamiento de la Transmisión (CAPT). La vigilancia, control y protección de los derechos de los usuarios y la libre competencia está a cargo de la Superintendencia de Servicios Públicos Domiciliarios (SSPD) (Figura 1).

FIGURA 1. MARCO INSTITUCIONAL DEL SECTOR ELÉCTRICO COLOMBIANO



Fuente: diseño de los autores con base en información de la CREG.

La CREG cuenta con dos consejos asesores: el Consejo Nacional de Operación del Sector Eléctrico (CNO) y el Comité Asesor de Comercialización (CAC). El CNO acuerda y ejecuta los aspectos técnicos para el correcto funcionamiento del sistema interconectado nacional (SIN), que fue creado por el artículo 172 de la ley 142 de 1994. Por su parte, el CAC actúa como comité asesor en materia comercial del Mercado de Energía Mayorista (MEM), creado por la resolución CREG 68 de 1999.

¹ La UPME fue creada por medio del decreto 2119 del 29 de diciembre de 1992 y se rige por la ley 143 de 1994 y el decreto 255 del 28 de enero de 2004.

La operación del mercado de energía y su infraestructura ha sido delegada al sector privado. De su funcionamiento están encargadas dos instituciones, cuyo operador es XM, Compañía de Expertos en Mercados E. S. P., una filial de Interconexión Eléctrica S. A. (ISA). Estas dos instituciones son el Centro Nacional de Despacho (CND) y el Administrador del Sistema de Intercambios Comerciales (ASIC). El CND se encarga de la planeación, supervisión y control de la operación integrada de los recursos de generación, interconexión y transmisión del SIN. Está igualmente encargado de instruir a los centros regionales de despacho, con el fin de lograr una operación segura, confiable y ceñida al reglamento de operación y a todos los acuerdos del CNO. Por su parte, ASIC administra el sistema de intercambios comerciales, es decir, registra y liquida los contratos de largo plazo de las transacciones en bolsa y mantiene actualizado el sistema de información del MEM.

El sector eléctrico ha registrado importantes cambios regulatorios desde comienzos de los años noventa. El fuerte racionamiento de energía eléctrica que enfrentó el país durante los años 1991 y 1992, así como la ineficiencia operativa y la difícil situación financiera de las empresas que proveían el servicio, evidenció las dificultades de la infraestructura y de las empresas existentes en el país para responder a una demanda de energía creciente en condiciones de continuidad y calidad. Como ha sido resaltado por Espinoza (2009), esta situación demandó la redefinición del sector con cambios en la legislación, en el marco de la Constitución Política de 1991, lo que permitió la participación de agentes privados y le dio un giro al papel del Estado en la planeación, regulación y vigilancia del sector.

En desarrollo de los mandatos de la Constitución de 1991, el proceso de apertura del sector fue regulado a través de las leyes 142 y 143 de 1994, las cuales definieron un nuevo esquema institucional de los servicios domiciliarios en el país y establecieron los mecanismos promotores de la competencia en el MEM. A partir de estas leyes se crean en 1992 la SSPD, la CREG y la UPME, encargadas tanto de regular las actividades de comercialización, generación y distribución de energía como de vigilar y proveer información sobre la evolución de la oferta y la demanda, con el fin de orientar y supervisar de manera efectiva el sector².

² La CREG ha regulado el servicio de distribución en los distintos períodos tarifarios, a través de las resoluciones 60 de 1994, 97 de 1997 y 70 y 82 de 2002. Algunos aspectos abordados por esta regulación son el ambiente de competencia en la actividad de distribución (se permite la construcción de redes paralelas si se garantiza su viabilidad

Algunas de las disposiciones más importantes que regulan los negocios del sector y procuran garantizar un ambiente de competencia dentro del MEM son las siguientes:

- 1) Comercialización: Ninguna empresa podrá tener más del 25% de la actividad de comercialización, límite que se calcula como el cociente entre las ventas de electricidad de una empresa, medidas en kWh, a usuarios finales en el SIN y las ventas totales.
- 2) Generación: La participación de una empresa en la actividad de generación es la suma de su energía en firme (ENFICC)³ de sus plantas dividida por la sumatoria de la ENFICC de todas las empresas de generación. Como complemento, se calcula el índice de concentración de Herfindahl-Hirschman (IHH) y se toma también como referencia⁴. La regulación señala que si el porcentaje de participación en la generación está entre el 25% y el 30% y el $IHH > 1.800$, la empresa generadora tendría vigilancia especial de la SSPD. Si el porcentaje de participación es superior al 30% y el $IHH > 1.800$, la empresa generadora deberá poner a disposición de otros agentes la energía suficiente para que la participación en la actividad de generación sea inferior a ese límite. La CREG establece que ninguna empresa de generación puede adquirir participaciones o propiedades, o hacer fusiones o integraciones, si como resultado de la operación su participación es superior al 25%.
- 3) Transmisión y distribución: La ley 143 de 1994 establece las siguientes disposiciones para la regulación de la transmisión y de las funciones de ISA:

económica), la calidad en el servicio y el manejo de pérdidas de energía (Arias y Cadavid, 2004).

³ El ENFICC es la energía en firme anual de acuerdo con el cargo por confiabilidad, es decir, la máxima energía eléctrica que es capaz de entregar un generador continuamente durante un año, en condiciones de baja hidrología.

⁴ El IHH es un indicador del grado de concentración de mercado en un sector o industria y se define como el tamaño de la empresa i -ésima en relación con el sector o industria: $H = \sum_{i=1}^n s_i^2$, donde s es la participación en las compras, ventas, producción, consumo, etc. de la i -ésima empresa. Los valores del indicador entre 1.000 y 1.800 se interpretan como un sector (mercado) moderadamente concentrado y los resultados de más de 1.800 indican un mercado con una gran concentración en pocas firmas (CREG, 2009e).

- La empresa encargada del servicio de interconexión nacional, ISA, no podrá participar en actividades de generación, comercialización y distribución de electricidad.
- El objeto de la empresa ISA “en lo sucesivo será el de atender la operación y mantenimiento de la red de su propiedad, la expansión de la red nacional de interconexión, la planeación y coordinación de la operación del sistema interconectado nacional y prestar servicios técnicos en actividades relacionadas con su objeto social” (art. 32).
- Cuando la expansión del SIN contemple líneas de los sistemas de transmisión nacional (STN) y regional (STR), la CREG decidirá quién ejecuta dicha expansión, en caso de presentarse conflicto.
- Los cargos asociados con el acceso y uso de las redes del SIN cubrirán, en condiciones óptimas de gestión, los costos de inversión de las redes de interconexión, transmisión y distribución, según los diferentes niveles de tensión, incluido el costo de oportunidad de capital, de administración, operación y mantenimiento, en condiciones adecuadas de calidad y confiabilidad y de desarrollo sostenible. Estos cargos tendrán en cuenta criterios de viabilidad financiera.
- Las tarifas por el acceso y uso de las redes del SIN deben incluir los siguientes cargos: un cargo de conexión, que cubrirá los costos de la conexión del usuario a la red de interconexión, un cargo fijo asociado a los servicios de interconexión y un cargo variable, asociado a los servicios de transporte por la red de interconexión.

B. El mercado de la energía eléctrica

1. Los agentes

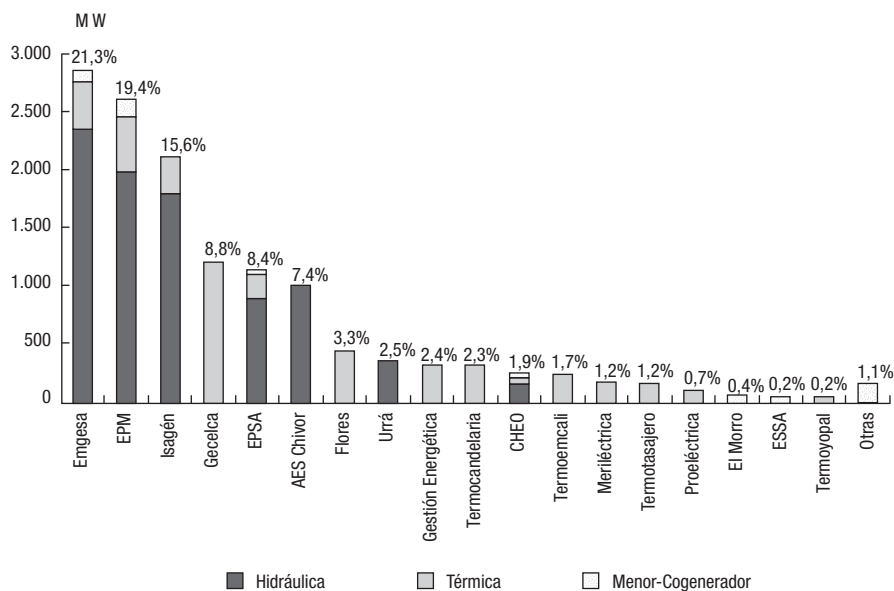
Como se mencionó en la introducción, en la provisión del servicio de energía eléctrica participan los generadores, los transportadores y distribuidores y, finalmente, los comercializadores. Por el lado del consumo, se identifican dos tipos de usuarios: los regulados y los no regulados.

a. Generadores

Los generadores son los agentes productores de energía eléctrica, la cual puede transarse tanto en bolsa, por medio de subastas, como a través de negociaciones bilaterales, según las siguientes consideraciones sobre su capacidad de producción:

- Los generadores con capacidad mayor a 20 megavatios (MW) conectados al SIN deben realizar sus transacciones en bolsa.
- Los generadores con capacidad entre 10 MW y 20 MW pueden participar en bolsa.
- Los llamados cogeneradores, los cuales producen energía para consumo propio, pueden esporádicamente vender sus excedentes en bolsa.

GRÁFICO 1. PARTICIPACIÓN DE LAS EMPRESAS EN CAPACIDAD EFECTIVA NETA DE GENERACIÓN (MEGAVATIOS Y PORCENTAJES)



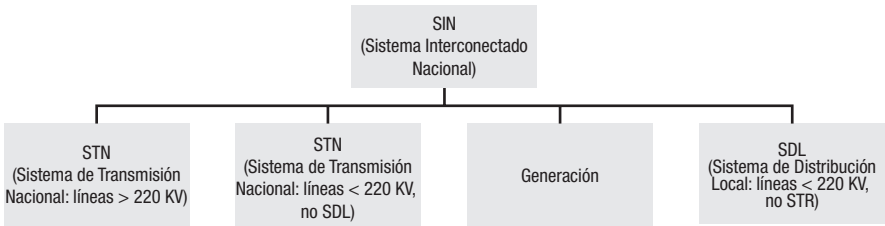
Fuente: Compañía de Expertos en Mercados, XM (2008).

La actividad de generación de energía se realiza por medio de plantas hidráulicas (63,6%), plantas térmicas (32%), plantas menores (4,1%) y cogeneradores (0,3%). La capacidad instalada en generación se incrementó en 1.750 MW (15%) entre 1999 y 2005. Estos aumentos se dieron principalmente en plantas hidráulicas y de gas natural. Durante el período 2003 a 2007, la capacidad instalada del sector eléctrico ha oscilado alrededor de 13.300 MW y en 2008 alcanzó los 13.406 MW (CREG, 2009a). Actualmente veinticuatro empresas realizan actividades de generación de energía eléctrica en el país, de las cuales seis concentran el 81% de la capacidad efectiva neta, la cual se define como la máxima capacidad que cada central puede producir, una vez deducido su propio consumo (Gráfico 1).

b. Transportadores y distribuidores

Estos agentes son los encargados de transportar la energía a nivel nacional, regional y municipal o distrital, a través de las redes del STN, el STR y el sistema de distribución local (SDL) (Figura 2). Las líneas de transmisión del país alcanzan una extensión de 23.324 km, repartidos en líneas de 500 kilovoltios, KV (10%), líneas de 220 KV (47%) y líneas de 115 KV (43%) (CREG, 2009a).

FIGURA 2. COMPOSICIÓN DE LA INFRAESTRUCTURA DEL SISTEMA ELÉCTRICO

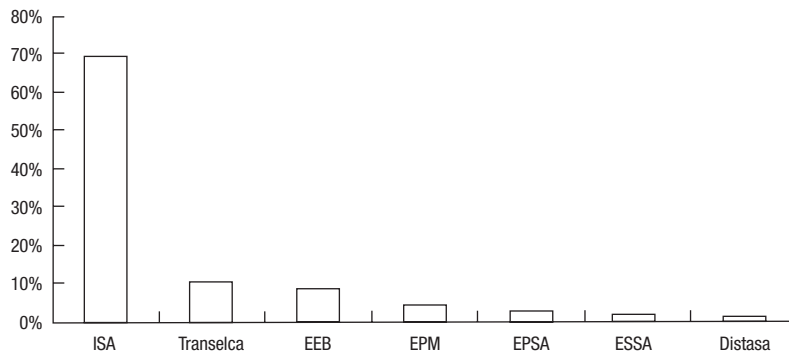


Fuente: diseño de los autores con base en información de la CREG.

La actividad de transmisión se identifica generalmente con el transporte de energía eléctrica a través de líneas y módulos de conexión que operan a una tensión igual o superior a 220 KV. Pocos agentes actualmente participan en el negocio de la transmisión debido a los altos montos de inversión en infraestructura necesarios para prestar el servicio. Las barreras naturales a la entrada, así como la imposibilidad de elección del agente transmisor por parte del usuario en algunas regiones, hacen que este segmento de la producción se considere como un monopolio natural⁵. La empresa ISA es propietaria del 70% de las líneas de alto voltaje, mientras que el porcentaje restante es propiedad de seis empresas: Transelca (de propiedad de ISA), Empresas Públicas de Medellín (EPM), Empresa de Energía de Bogotá (EEB), Empresa de Energía del Pacífico (EPSA), Electrificadora de Santander (ESSA) y Distasa (Gráfico 2).

⁵ En términos sencillos, se dice que una industria o sector es un monopolio natural si los costos totales de producción son menores cuando una sola empresa genera el total de la producción del sector o industria que cuando la producción es generada por varias empresas.

**GRÁFICO 2. PARTICIPACIÓN DE LAS EMPRESAS EN LA TRANSMISIÓN DE ENERGÍA
(KILÓMETROS DE LÍNEAS DE MÁS DE 230 KV)**



Fuente: cálculos de los autores con base en información de XM.

La actividad de distribución se identifica generalmente con el transporte de energía al interior de las ciudades y municipios a través del SDL, mediante líneas de tensión inferior a 220 KV. El servicio es prestado por treinta y tres empresas, las cuales están integradas verticalmente con otras actividades, como se muestra más adelante.

c. Comercializadores

Los comercializadores son los intermediarios entre los generadores, transportadores y consumidores, y realizan las compras en el MEM. La actividad es prestada por comercializadores puros, quienes se encargan únicamente de la compra y venta de energía al usuario final, pero también por empresas integradas verticalmente, cuyo caso más usual es el del comercializador-distribuidor (veintiuna empresas en la actualidad). El número de agentes responsables de esta actividad se ha incrementado significativamente en los últimos años, lo que ha aumentado la competencia.

d. Consumidores

Los usuarios finales o consumidores se dividen en dos tipos, de acuerdo con el nivel de consumo:

- 1) Regulados: Son los usuarios cuyas compras de energía están sujetas a las tarifas establecidas por la CREG. En el 2009, su consumo representó el

62,5% de la demanda real de energía del sistema, que ascendió a 54.679 GW por hora.

- 2) No regulados: Son los usuarios cuya demanda promedio mensual de potencia durante seis meses es mayor a 0,1 MW, o en energía de 55 MWh mes, en promedio durante los últimos seis meses (Resolución CREG 131 de 1998). Según esta resolución, un usuario no regulado “es una persona natural o jurídica con una demanda máxima superior a un valor en MW o a un consumo mensual mínimo de energía en MWh, definidos por la Comisión, por instalación legalizada, a partir de la cual no utiliza redes públicas de transporte de energía eléctrica y la utiliza en un mismo predio o en predios contiguos. Sus compras de electricidad se realizan a precios acordados libremente entre el comprador y el vendedor” (ibíd., pág. 1). El consumo de estos usuarios representó el 28,6% de la demanda real de energía del sistema en el 2009⁶.

Es preciso señalar que la resolución 131 de 1998 definió el “mercado competitivo” como “el conjunto de generadores y comercializadores en cuanto compran y venden energía eléctrica entre ellos. Forman parte de él, igualmente, los usuarios no regulados y quienes les proveen de energía eléctrica”⁷. Los usuarios que forman parte del mercado competitivo pueden negociar libremente los precios con los generadores y comercializadores.

2. *Las transacciones de energía*

En el MEM se transa la energía eléctrica por medio de dos mecanismos: mediante los contratos en bolsa y mediante contratos bilaterales de corto y largo plazo⁸.

⁶ El restante 8,9% del consumo corresponde a los usuarios no clasificados en las categorías de regulados o no regulados.

⁷ Para acceder al mercado competitivo, “es requisito indispensable [...] un equipo de medición con capacidad para efectuar telemedida, de modo que permita determinar la energía transada hora a hora, de acuerdo con los requisitos establecidos en el Código de Medida, en el Código de Redes y en el Reglamento de Distribución. Igualmente, debe estar representado por un comercializador, siendo este último el responsable de efectuar el procedimiento de registro del usuario ante el Mercado de Energía Mayorista” (res. 131 de 1998).

⁸ Ante la necesidad de ofrecer a los participantes del MEM información confiable acerca del mercado, la CREG comisionó a la empresa XM para prestar los servicios de coordinación

a. La bolsa de energía

La bolsa empezó a funcionar el 20 de julio de 1995. En este mercado los generadores y comercializadores negocian la energía hora tras hora. En un comienzo los generadores debían proponer un precio y una disponibilidad para cada hora del día siguiente. Sin embargo, a partir del 27 de febrero de 2001 se cambió el esquema a uno en el que los generadores proponen una disponibilidad para cada hora y un único precio para cada día. Esto implicó que el sistema cambiara de uno de optimización horaria a uno de optimización diaria. Las transacciones en bolsa alcanzaron un valor de 605,4 millones de dólares en 2008, lo que representó el 17% del total de las transacciones del MEM (CREG, 2009a).

El mecanismo de transacciones en la bolsa comprende tres etapas: una anterior al día de la operación (preoperación), una durante el día de operación y una última etapa, posterior al día en que se realiza la operación (Espinoza, 2009).

En la etapa de preoperación, las empresas generadoras deben informar todos los días, antes de las 8:00 de la mañana, una disponibilidad esperada y un único precio (precio de oferta) para cada hora del día siguiente. Con esta información, ASIC ejecuta la liquidación de los contratos para cada una de las horas⁹. Por otro lado, con dicha información el CND realiza el despacho económico para cubrir la demanda esperada del día siguiente¹⁰. Este programa horario es enviado a los generadores antes de las 2:45 de la tarde del mismo día para ser aplicado al día siguiente. Si ocurren eventos extraordinarios el resto del año, se recalculan los despachos.

En la segunda etapa (operación) se transa la energía que el sistema vaya demandando efectivamente (demanda real). Finalmente, en la etapa de posoperación, el precio en bolsa se determina al día siguiente de la operación. Para llevar a cabo este proceso se reúne la información acerca de la generación real de cada empresa en cada hora del día anterior y de la demanda reportada por los contadores de los comercializadores. Con base en estos datos se define un despacho ideal, es decir,

y planeación de la operación de los recursos del SIN, así como la administración del sistema de intercambios comerciales en el MEM.

⁹ En el precio de oferta se incluye el costo equivalente de energía del cargo por capacidad.

¹⁰ El despacho “económico” es el que efectivamente se realiza al día siguiente si no hay inconvenientes.

el despacho que debería haberse realizado si se hubieran utilizado los recursos de generación más eficiente para atender la demanda¹¹.

Algunas empresas pueden producir más de lo planeado idealmente, por lo que se les paga un precio igual al mínimo entre su precio de oferta y un precio límite exógeno determinado por la CREG. En estos casos se habla de una reconciliación positiva. En otros casos, puede ocurrir que algunas empresas produzcan menos de lo planeado, en cuyo caso se paga su energía a un precio promedio entre su oferta y el precio en bolsa. Este caso se denomina reconciliación negativa. Finalmente, se determina el precio en bolsa, el cual es el precio de oferta de la empresa generadora que en el despacho ideal resultó siendo la empresa marginal, es decir, aquella que completó con su oferta la atención de la demanda total. Una vez terminada la operación, ASIC factura, cobra y distribuye entre los participantes los correspondientes valores monetarios (en la Sección III se darán más detalles sobre la formación del precio en bolsa).

b. Los contratos bilaterales

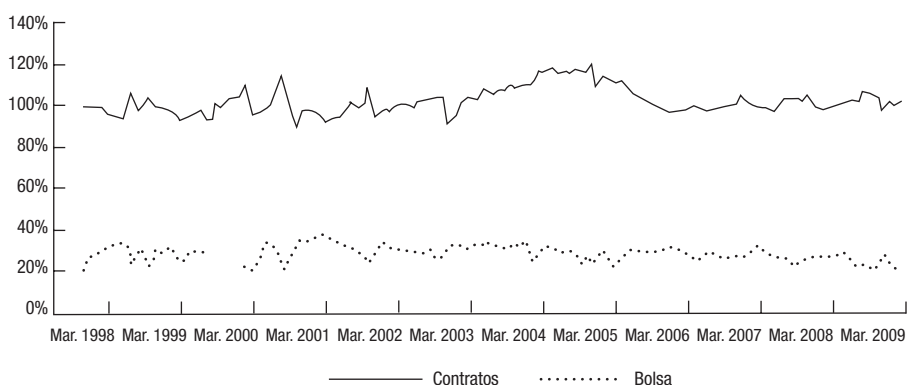
En los contratos bilaterales se pactan libremente los precios y cantidades de energía entre los comercializadores y los generadores. Los contratos de largo plazo, es decir, de plazos de entrega mayores a un día y de duración de entre uno y dos años, se realizan con el objetivo de evitar la incertidumbre asociada a los cambios de precios, los cuales pueden fluctuar bruscamente debido a fenómenos climáticos o restricciones técnicas. Por su naturaleza, los precios de los contratos bilaterales son menos volátiles que los precios en bolsa (en la Sección III se ilustrará este punto). Las transacciones por medio de contratos bilaterales alcanzaron un valor de 2.129 millones de dólares en 2008, lo que representa el 60% de las transacciones del MEM (CREG, 2009a); es decir, que esta modalidad de contratación domina la demanda comercial (Gráfico 3). Esta demanda incorpora tanto la energía transada en bolsa a la fecha como la de los contratos; de ahí que la participación porcentual pueda ser mayor del 100%.

¹¹ El despacho “ideal” difiere del despacho real en que este último no solamente tiene en cuenta el criterio del precio, sino también las restricciones técnicas que pueden hacer que los generadores terminen produciendo cantidades distintas a las del despacho ideal.

c. Cargo por confiabilidad

El cargo por confiabilidad es un mecanismo de estabilización de los ingresos de los generadores que entró a operar desde 2006. Tiene como objetivo incentivar la expansión de la generación de energía en el país y evitar en el futuro cambios bruscos de precios en situaciones críticas de abastecimiento. Las transacciones por el cargo por confiabilidad alcanzaron un valor de 600 millones de dólares en 2008, igualando el 17% de las transacciones en bolsa del MEM (CREG, 2009a). La duración de los contratos de cargo por confiabilidad está entre uno y veinte años.

GRÁFICO 3. ENERGÍA TRANSADA EN EL MEM
(PORCENTAJE DE LA DEMANDA COMERCIAL)



Fuente: cálculos de los autores con base en información de XM.

El mecanismo funciona de la siguiente manera: los generadores tienen la posibilidad de adquirir obligaciones de energía firme (OEF), es decir, adquirir compromisos de entrega de energía en condiciones de continuidad bajo circunstancias críticas de abastecimiento¹². Cuando se presente una situación de este tipo durante la vigencia

¹² El mecanismo de subastas de las OEF es llamado “de reloj descendente”. El subastador abre la subasta a un precio calculado por la CREG y anuncia el menor precio al cual se cerrará la primera ronda. Entre estos dos precios, los agentes (generadores) construyen sus curvas de oferta de energía firme y las envían al sistema de intercambios comerciales (ASIC). Este construye una curva agregada de oferta que es comparada con la curva de demanda y calcula el exceso de oferta a partir del cual se determina nuevamente un precio de cierre de la nueva ronda. Este procedimiento se repite hasta que el exceso de oferta sea mínimo. El precio resultante de la igualdad entre la oferta y la demanda es el precio de cierre de la subasta y, por ende, el precio de remuneración de todas las OEF que se asignan a los agentes seleccionados en la subasta.

de la OEF, el generador que posee la OEF debe entrar a vender la energía pactada al precio de escasez, el cual es definido por la CREG. Finalmente, a cambio de la OEF el generador recibe un pago conocido y estable durante la vigencia de la obligación, conocido como cargo por confiabilidad.

d. El mercado organizado regulado

A partir del acuerdo 18 de la CREG de marzo de 2009, el Mercado Organizado Regulado (MOR) surge como un mecanismo de negociación de mediano y largo plazo que sustituirá los contratos bilaterales para afrontar ciertas ineficiencias que se habían detectado y para unificar el producto que se ofrece a los mercados regulados y no regulados. Las anomalías detectadas por la CREG en el mercado de energía están relacionadas fundamentalmente con los siguientes aspectos:

- 1) Las transacciones no son anónimas: Al estudiar la composición de las transacciones por agente, se observa una clara preferencia de compra-venta entre aquellas empresas que han integrado las actividades de comercialización y generación (tal es el caso de Emgesa-Codensa y EPM). De acuerdo con la CREG, la posibilidad que tienen los comercializadores de concentrar las compras en un generador de su propiedad les permite incrementar su poder de mercado y realizar transacciones en las que el criterio de selección de las ofertas no es el precio.
- 2) Suministros parciales y contratos no estandarizados: La baja concurrencia en algunas convocatorias implica un riesgo de no contar con cobertura de energía eléctrica en los períodos críticos¹³.
- 3) Diversidad en las condiciones de los contratos: Según la CREG, esto dificulta su comparación y ha conducido a un escenario de escasez de liquidez con altos costos de transacción en el sistema.

En el MOR las transacciones se realizarán mediante el mecanismo de subasta de reloj descendente centralizada y estandarizada, utilizado por el regulador para calcular el cargo por confiabilidad (en la Sección III se profundiza sobre este mecanismo de subasta). En el acuerdo 18 de 2009, el regulador prevé que los comercia-

¹³ Por ejemplo, se señala que el mecanismo de convocatoria establecido por la resolución 20 de 1996 presenta inconvenientes porque no fija un plazo mínimo para la preparación de las propuestas, no establece reglas claras para declarar desierta una convocatoria y no fija un esquema de garantías para las partes.

lizadores participen de manera obligatoria mientras que los generadores lo harán de forma voluntaria¹⁴, que se transen contratos por un MVh durante un día, que se efectúen cuatro subastas en el año (una subasta cada tres meses) y que en cada una se transe el 25% de la energía potencial demandada el año siguiente. Por otro lado, se define un esquema de garantías que, según el regulador, permite una gestión eficiente del riesgo y a su vez da incentivos para el cumplimiento de los contratos. Para la implementación total del MOR, la CREG definió un periodo de transición de dos años (a partir del segundo semestre de 2009).

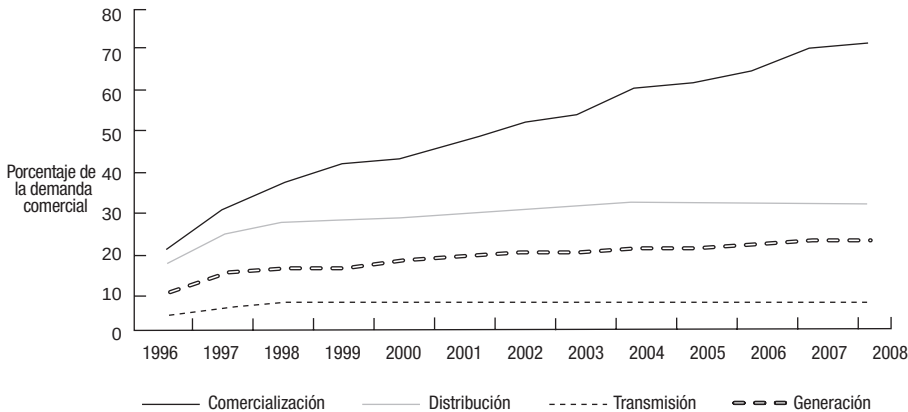
3. *Análisis sobre la estructura de mercado*

Los cambios en la regulación del sector eléctrico, propiciados por las leyes 142 y 143 de 1994, buscaron una mayor participación del sector privado en la provisión del servicio de energía eléctrica, bajo condiciones de competencia en los escenarios donde las condiciones técnicas y económicas lo permitan. Sin embargo, la evidencia muestra que el aumento de la competencia no es homogéneo, ni ha tenido los alcances esperados para las diferentes actividades del sector. A partir del Gráfico 4 se concluye que la competencia ha aumentado de manera significativa en la comercialización. No obstante, este no ha sido el caso en la transmisión, lo que se esperaría por su naturaleza de monopolio natural, pero tampoco en la generación, que se considera una actividad de libre entrada por parte del regulador¹⁵.

¹⁴ Aunque la participación de las firmas generadoras es voluntaria, el riesgo en el que incurre una firma al abstenerse de ofrecer su energía en la subasta es demasiado grande, en vista de que los demás agentes pueden abastecer la totalidad de la demanda, es decir, no existe ninguna empresa “pivotal”, cuya participación sea absolutamente necesaria para abastecer la demanda.

¹⁵ De acuerdo con las fuentes estadísticas del sector, el número de empresas dedicadas a la transmisión puede ser de entre siete y once. Esto se debe a que en el sistema de información de energía eléctrica (SIEL) se reportan como transmisoras las empresas propietarias de líneas menores a 230 kV pertenecientes al STR, mientras que la CREG solo considera como transmisoras a aquellas empresas con líneas de voltaje igual o superior a 230 kV.

GRÁFICO 4. NÚMERO DE EMPRESAS POR ACTIVIDAD



Fuente: elaboración de los autores con base en información de la CREG.

Para el 2008 el número de empresas participantes en el mercado de energía por actividad ascendió a 144, de las cuales 74 (el 51%) se dedicaban a la comercialización (Cuadro 1). Sin embargo, en los últimos años se ha presentado un proceso de integración vertical que ha reducido el número de empresas en el mercado a 78 (Cuadro 2).

CUADRO 1. EMPRESAS POR ACTIVIDAD

Actividad	Número
Comercialización	74
Transmisión	13
Distribución	33
Generación	24
Total	144

Fuente: elaboración de los autores con base en información de la CREG.

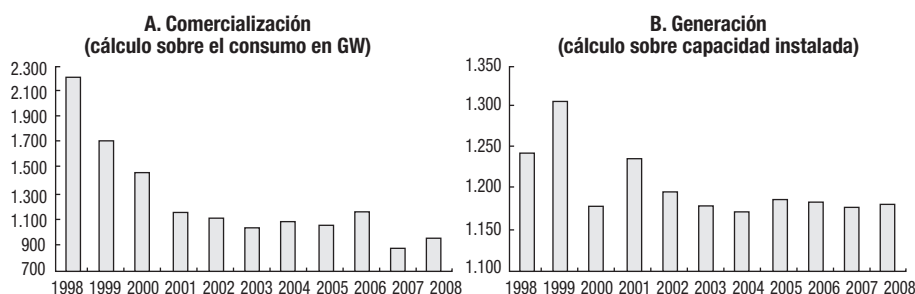
Debe recordarse que la ley 143 de 1994 prohíbe a las empresas realizar integración vertical sobre todas las actividades de la cadena de producción. Las empresas que actualmente se dedican a todas las actividades del esquema de producción de energía eléctrica (Electrificadora de Santander, Empresas Públicas de Medellín y Empresa de Energía del Pacífico) se encontraban integradas antes de la expedición de la ley 143. Sin embargo, de acuerdo con la nueva legislación deben tener separación contable de las actividades.

CUADRO 2. EMPRESAS POR ACTIVIDAD UNA VEZ CONSIDERADA LA INTEGRACIÓN VERTICAL

Actividad	Número
Comercialización	29
Transmisión	4
Comercialización-Distribución	21
Generación-Comercialización	12
Generación-Distribución-Comercialización	9
Generación-Transmisión-Distribución-Comercialización	3
Total	78

Fuente: elaboración de los autores con base en información de la CREG.

La concentración en la actividad de comercialización ha disminuido considerablemente durante el período, como se deduce del Gráfico 4. Este hecho se corrobora a la luz del IHH (Gráfico 5, panel A), de tal manera que en la actualidad se considera la comercialización como una actividad competitiva (CREG, 2009a). En cuanto a la generación, el IHH indica que es un sector relativamente concentrado, y su grado de concentración se ha mantenido durante la última década (Gráfico 5, panel B). Este resultado corrobora la información del regulador, que la considera como una actividad oligopolística (CREG, 2009a)¹⁶.

GRÁFICO 5. ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN DE HERFINDAHL-HIRSCHMAN (IHH)

Fuente: cálculos de los autores con base en información del SIEL.

¹⁶ Para la construcción del índice se utilizó la variable de capacidad instalada (capacidad de venta de energía, descontando el consumo propio), ya que no se encuentra sujeta a variaciones relacionadas con el mantenimiento de los embalses y otro tipo de restricciones temporales a la generación.

4. El mercado internacional de energía

Después de haber sido considerado como ejemplo de un bien no transable, desde hace varios años la energía eléctrica se transa en los mercados internacionales. La apertura al intercambio de electricidad entre Colombia y algunos países de la región se acordó en 2002, con la decisión 256 de la Comunidad Andina de Naciones. Hasta ahora el comercio se ha realizado entre Colombia, Ecuador y Venezuela. Para el 2009 las exportaciones colombianas de energía eléctrica ascendieron a 182,4 millones de dólares y las importaciones a 1,6 millones de dólares (Cuadro 3).

**CUADRO 3. EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M) DE ENERGÍA ELÉCTRICA
(MILLONES DE DÓLARES, VALORES FOB)**

País/Año	2005		2006		2007		2008		2009		2010 ^a	
	X	M	X	M	X	M	X	M	X	M	X	M
Ecuador	157,4	2,1	129,1	4,2	58,1	2,5	36,3	5,2	93,2	1,6	49,1	0,4
Venezuela	-	1,9	-	2,8	-	1,6	14,7	-	89,2	-	0,9	-
Total	157,4	4,0	129,1	6,9	58,1	4,1	51,0	5,2	182,4	1,6	50,1	0,4

^a Datos a junio.

Fuente: cálculos de los autores con base en información de la Subgerencia de Estudios Económicos (SGEE) del Banco de la República.

III. FORMACIÓN DE LAS TARIFAS ELÉCTRICAS

Las tarifas de la energía eléctrica son fijadas por la CREG, mediante resoluciones que en principio tienen vigencia por cinco años¹⁷. La tarifa definida en pesos por kilovatio hora (\$/kWh) tiene como base de cálculo el costo unitario (CU) de la provisión del servicio y en su determinación se tiene en cuenta si el consumo es residencial o industrial. Para el caso del consumo residencial, se cobra de manera estratificada, de modo que para los estratos 1, 2 y 3 se le descuenta un subsidio al CU, al estrato 4 se le cobra justamente el CU, mientras que a los estratos 5 y 6 se les adiciona una contribución. Por su parte, la tarifa que se cobra a los usuarios industriales regulados está conformada por el CU más una contribución (o sobretasa).

¹⁷ La regulación se aplica a tres cuartas partes del consumo total nacional, aproximadamente. Si al término del período tarifario de cinco años no se emite una nueva resolución que defina la tarifa, se extenderá la vigente hasta su expedición. La fórmula tarifaria definida en la resolución 31 de 1997, por ejemplo, estuvo vigente durante diez años.

Estratificación consumo residencial	Tarifa (kWh)
Estratos 1, 2 y 3	= CU – Subsidio
Estrato 4	= CU
Estratos 5 y 6	= CU + Contribución (aplicable también al consumo industrial regulado)

En los siguientes apartados se describen los componentes del CU de la prestación del servicio de energía eléctrica, asociados a las actividades de generación (G), transmisión (T), distribución (D) y comercialización (C). Además, se presentan las reglas de ajuste al CU y los criterios que se tienen en cuenta en la definición de los subsidios y las contribuciones.

A. El costo unitario (CU)

El CU de la provisión del servicio de energía eléctrica, expresado \$/kWh, es igual a la sumatoria del costo por unidad de la generación, transmisión, distribución y comercialización, más unas pérdidas reconocidas (PR) y unas restricciones (R) que les son propias a estas actividades¹⁸. En el Cuadro 4 se presenta el CU promedio a nivel nacional para mayo de 2009 y la importancia que tiene cada negocio. Es evidente que los costos atribuidos a la generación y a la distribución son los que mayor peso tienen en la determinación de la tarifa, al explicar conjuntamente el 71% del CU. Por su parte, las pérdidas y las restricciones explican cerca de una décima parte del CU.

CUADRO 4. COSTO UNITARIO POR COMPONENTES
(MAYO DE 2009: PROMEDIO NACIONAL [\$/kWh] Y PARTICIPACIONES)

CU	G	T	D	Cv	PR	R
\$ 323,2	\$ 106,6	\$ 25,9	\$ 122,8	\$ 38,8	\$ 22,6	\$ 6,5
(100%)	(33%)	(8%)	(38%)	(12%)	(7%)	(2%)

CU: costo unitario, G: generación, T: transmisión, D: distribución, Cv: comercialización (componente variable), PR: pérdidas reconocidas, R: restricciones.
Fuente: cálculo de los autores con base en información de la CREG.

¹⁸ La resolución 119 de 2007 de la CREG señala que “el costo unitario de prestación del servicio consta de un componente variable de acuerdo con el nivel de consumo, expresado en \$/kWh, y un componente fijo, expresado en \$/factura”. Es conveniente precisar que el componente fijo hace referencia exclusivamente a la actividad de comercialización y aún no ha sido definido explícitamente por la CREG. Hasta tanto no se expida una resolución que determine el cargo fijo de la comercialización, dicho componente será igual a cero.

1. *El costo de la generación (G) o precio de compra de las comercializadoras*

El costo de generación de un kWh está determinado por el juego entre los oferentes (las generadoras) y los demandantes (las comercializadoras), por lo que en rigor es el único componente del CU cuya fijación se aproxima al mecanismo de mercado. El precio que pagan las comercializadoras (o costos de adquisición) depende de las necesidades de energía que tengan que atender. Estas, a su vez, son cubiertas mediante compras por contratos bilaterales (realizados en subastas en sobre cerrado) o mediante compras en bolsa. Por consiguiente, el precio final que pagan las comercializadoras puede resultar de una combinación entre el precio de los contratos bilaterales y los precios en bolsa.

En particular, el precio de los contratos bilaterales que paga la comercializadora i -ésima está determinado tanto por el precio resultante de sus propios contratos como por el precio de los contratos de las demás comercializadoras. Este precio es percibido en el mercado como un precio de mediano y largo plazo, en la medida que la duración de los contratos bilaterales oscila de uno a cuatro años. Por su parte, el precio en bolsa o de corto plazo es el precio de oferta de la empresa generadora que en el despacho ideal resultó siendo la empresa marginal, es decir, aquella que completó con su oferta la atención de la demanda total, como se explicó previamente.

La resolución 119 de 2007 de la CREG define explícitamente el costo de compra de energía para las comercializadoras minoristas, con los conceptos descritos. En dicha resolución se estipula un período de transición de dos años (a partir del segundo semestre de 2009) hasta que entrara a operar plenamente el MOR. En la primera fase de ese período de transición (vigente actualmente), el costo máximo de compra que una comercializadora i le puede trasladar a un usuario final regulado ($G_{m,i,j}$), se determina de acuerdo con la siguiente expresión:

$$G_{m,i,j} = Qc_{m-1,i} [\alpha_{i,j} Pc_{m-1,i} + (1 - \alpha_{i,j}) Mc_{m-1}] + [1 - Qc_{m-1,i}] Pb_{m-1,i} + AJ_{m,i}, \quad (1)$$

donde:

$$Qc_{m-1,i} = \text{Min} \left[1, \frac{Cc_{m-1,i}}{DCR_{i,m-1}} \right]$$

En estas definiciones:

m : mes para el cual se calcula el CU de prestación del servicio.

i : comercializador minorista i .

j : el mercado de comercialización.

$Qc_{m-1,i}$: es el menor valor entre 1 y el resultante de la relación energía comprada por el comercializador minorista i mediante contratos bilaterales con destino al mercado regulado y la demanda comercial del mercado regulado del comercializador minorista, en el mes $m - 1$.

$DCR_{i,m-1}$: demanda comercial regulada del comercializador minorista i en $m - 1$.

$Cc_{m-1,i}$: energía comprada mediante contratos bilaterales por el comercializador minorista i con destino al mercado regulado en el mes $m - 1$.

$Pc_{m-1,i}$: costo promedio ponderado por energía, expresado en \$/kWh, de las compras propias de la comercializadora minorista i mediante contratos bilaterales con destino al mercado regulado, liquidados en el mes $m - 1$.

Mc_{m-1} : costo promedio ponderado por energía, expresado en \$/kWh, de todos los contratos bilaterales liquidados en el MEM en el mes $m - 1$ con destino al mercado regulado.

$Pb_{m-1,i}$: precio de la energía comprada en bolsa por el comercializador minorista i , en el mes $m-1$, expresado en \$/kWh, cuando las cantidades adquiridas en las subastas del MOR y en los contratos bilaterales no cubren la totalidad de la demanda regulada.

$\alpha_{i,j}$: valor de α del comercializador minorista i en el mercado de comercialización j para el mes de enero de 2007, calculado conforme a la resolución CREG 31 de 1997.

AJ_i : factor de ajuste que se aplica al costo máximo de compra, expresado en \$/kWh, del comercializador i para el mes m (calculado según el anexo 1 de la resolución 119 de 2007).

De acuerdo con la expresión (1), si el término $Qc_{m-1,i} = 1$, entonces el precio máximo que una comercializadora minorista le transfiere al consumidor final está determinado por el precio de los contratos bilaterales. Por el contrario, si $Qc_{m-1,i} < 1$, entonces

el precio que cobra la comercializadora minorista a los consumidores finales es una combinación lineal entre el precio de los contratos bilaterales y el precio en bolsa. Una vez entre en plena operación el MOR, el CU mensual (m) de la generación se simplificará, de manera que:

$$G_{m,i} = Q_{MORm-1,i} * P_{MORm-1} + Qb_{m-1,i} * Pb_{m-1} + AJ_{m,i}, \quad (2)$$

donde:

$$Q_{MOR} + Qb = 1.$$

Q_{MOR} : fracción de la demanda comercial atendida con compra en el MOR.

P_{MORm-1} : precio promedio ponderado de los precios de las subastas del MOR.

Qb_{m-1} : fracción de la demanda comercial atendida mediante compras en bolsa, cuando las subastas del MOR no cubren la totalidad de la demanda regulada.

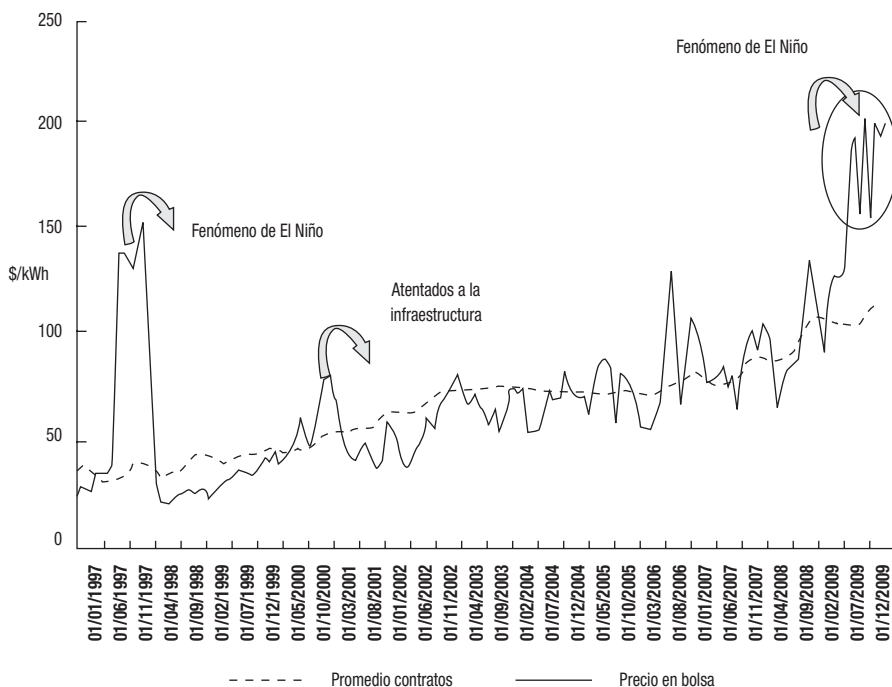
Pb_{m-1} : precio promedio de la energía comprada en bolsa.

Conviene precisar que desde enero de 2008 tanto el precio de los contratos como el precio en bolsa se trasladaron al CU de la generación, a través de sus respectivos precios promedio mensuales ponderados (antes de esa fecha, se transmitían mediante promedios móviles de orden 12). En el Gráfico 6 se muestra la evolución de estos dos precios desde 1997. Es evidente que la estacionalidad climática (siete meses de invierno y cinco de verano), la aparición recurrente del fenómeno de El Niño y los atentados a la infraestructura eléctrica (reducidos considerablemente en los últimos años) han afectado el precio histórico de la bolsa, que al ser de corto plazo presenta mayor volatilidad.

El fenómeno de El Niño de finales de 2009 y comienzos de 2010 fue especialmente fuerte, y se tradujo en una disminución de los embalses que obligó al sistema a hacer una sustitución de generación hidráulica por térmica. Como las plantas térmicas no son capaces de abastecer la totalidad de la demanda de energía del país, enfrentan sobre costos que terminan reflejados en menores transacciones de energía en bolsa y en mayores costos por kilovatio generado. Para ilustrar estos hechos, la generación de Isagén, por ejemplo, decreció 33% en el primer trimestre de 2010 y

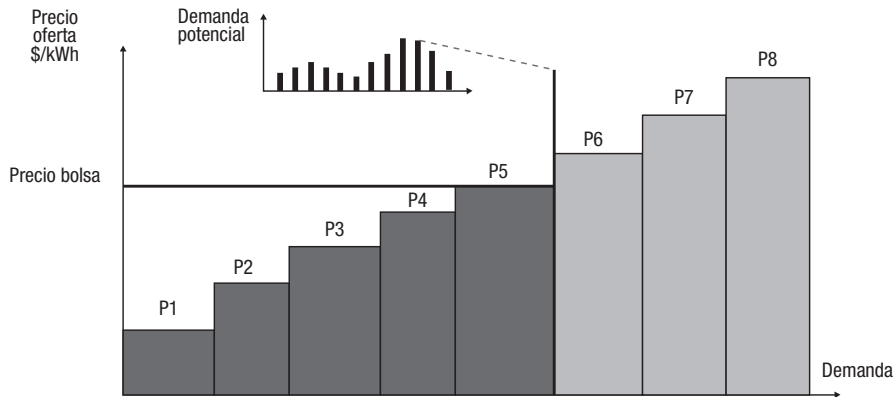
en ese mismo período las transacciones en bolsa cayeron 40%, frente a las registradas en el primer trimestre de 2009.

GRÁFICO 6. PRECIO EN BOLSA VERSUS PRECIO PROMEDIO DE LOS CONTRATOS (\$/kWh): 1997-2009



Fuente: cálculo de los autores con información de XM.

Para definir el precio en bolsa (P_b), la firma operadora del mercado ordena cada hora el precio ofertado por cada generadora de menor a mayor. Teniendo en cuenta la demanda potencial del sistema (interna y externa) y la demanda a ser cubierta por los contratos bilaterales, el operador del mercado determina la demanda remanente a ser cubierta por la bolsa. Así las cosas, el precio de bolsa estará determinado por el máximo precio ofertado (MPO) de la última planta generadora (planta marginal) que sea requerida para atender esa demanda remanente. El Gráfico 7 ilustra la fijación del precio en bolsa determinado por el oferente 5, asumiendo una máxima demanda potencial (recuadro pequeño).

GRÁFICO 7. DETERMINACIÓN DEL PRECIO DE BOLSA DE LA ENERGÍA ELÉCTRICA

Fuente: CREG.

Al MPO que resulta del mercado, el regulador le adiciona un cargo por confiabilidad, que, como se definió previamente, es concebido como un incentivo a la generación futura de energía para que el mercado garantice el suministro de este servicio en el largo plazo y, de manera especial, para que lo provea en coyunturas críticas o de escasez¹⁹. Al MPO también se le adiciona un valor (o prima) que aplica solo para las plantas térmicas, ΔI , y que se activa cuando sus ingresos estimados sean menores al valor estimado por atender la demanda total.

De esta manera, el precio final en bolsa (Pb), definido en \$/kWh, contiene tres elementos:

$$Pb = MPO + \text{cargo por confiabilidad} + \Delta I, \quad (3)$$

donde:

$$\Delta I = \frac{\sum_{j=1}^k (P_j - I_j)}{\sum_{i=1}^{24} D_i},$$

¹⁹ Al depender el suministro de energía en Colombia de los recursos hídricos (en dos terceras partes), se hace necesario contar con plantas alternativas de energía en firme, para atender la demanda en períodos de escasez de lluvias. Por esta razón, el cargo por confiabilidad busca garantizar la expansión de la capacidad de las generadoras y se estima con referencia al precio de escasez que define la CREG.

siendo:

P_j : valor estimado de la operación de la planta j por atender la demanda total.

I_j : ingresos estimados de la planta térmica j por atender la demanda total.

D_i : demanda total en la hora i .

k : número de plantas térmicas que no cumplen con la condición $I_j \geq P_j$.

En el caso de las plantas que cumplen con $I_j \geq P_j$, entonces $\Delta I = 0$.

2. Los costos de la transmisión (T) y distribución (D)

Los costos unitarios atribuibles a la transmisión y distribución de energía corresponden a un derecho fijado por la CREG por el uso de las redes del STN, STR y SDL. Estos derechos se fijan de tal manera que cubran: a) la depreciación de los activos de las empresas que participan en estos negocios y el costo de oportunidad de su capital (o tasa de retorno), b) los gastos de administración, operación y mantenimiento de las redes, c) el pago a terceros por concepto de conexión al sistema de redes y d) el pago por los servicios que prestan los centros regionales de despacho. Entre estos conceptos, los dos primeros son los predominantes.

Los gastos de administración, operación y mantenimiento (AOM) de la infraestructura eléctrica corresponden a un promedio ponderado de los costos de reposición de los activos, que varía de acuerdo con los niveles de tensión del sistema²⁰. Para los niveles de tensión I y II, los gastos por AOM son el 4% del valor de reposición, mientras que para los niveles de tensión III y IV son el 2%. En las zonas de alta contaminación salina, se adiciona un 0,5%, a los porcentajes anteriores. Vale la pena precisar que los gastos en AOM varían entre las transportadoras y remuneran tanto las reposiciones efectivas de los equipos como las nuevas inversiones, sobre la base del capital de cada firma (activos eléctricos y no eléctricos), variables ambientales, variables-características de la actividad, capacidad de entrega de potencia y la disponibilidad de la red de transmisión.

²⁰ El sistema tiene cuatro niveles de tensión: nivel de tensión 1, con tensión nominal menor a 1 kV; nivel de tensión 2, con tensión nominal mayor o igual a 1 kV y menor a 30 kV; nivel de tensión 3, con tensión nominal mayor o igual a 30 kV y menor a 62 kV; y nivel de tensión 4, con tensión nominal mayor o igual a 62 kV.

En relación con la tasa de retorno, esta fue fijada en 9% para el período tarifario 1998-2008 (junio), tanto para la transmisión como para la distribución. En el actual período tarifario que va desde mediados de 2008 hasta 2012, la tasa de retorno se fijó en 11,5% para las empresas transmisoras y en 13% y 13,9% para las distribuidoras, según el sistema se remunere mediante la metodología del ingreso máximo o el precio máximo, respectivamente²¹. Los activos a depreciar y a remunerar conforman las llamadas unidades constructivas, que son reconocidas por el regulador con base en los reportes de cada empresa²².

Los costos de transmisión y distribución de la energía se han venido ajustando mensualmente en los últimos años con el IPP total nacional. La resolución 31 de 1997 fijó la regla de indexación que estuvo vigente hasta 2008. La resolución 10 de 2009 le introdujo cambios a la fórmula de indexación del costo de transmisión, al tiempo que mantuvo el criterio de ajuste de la distribución consignado en la resolución anterior. De acuerdo con la nueva normativa, el costo de transmisión sigue la siguiente regla de ajuste:

$$IMT_{j,m} = [1/12] * IAT_j * [IPP_{m-1}/IPP_0] + IE_{j,m} - VMC_{j,m}, \quad (4)$$

donde:

$IMT_{j,m}$: ingreso mensual de transportador j en el mes m .

IAT_j : ingreso anual del transportador j .

$IE_{j,m}$: ingreso esperado de las convocatorias adjudicadas al transportador j .

²¹ Mediante el mecanismo de precio máximo (*price-cap*), el regulador autoriza un precio máximo, independiente de cómo se comporten los costos y la demanda del servicio durante un período determinado. Mediante el mecanismo de ingreso máximo (*revenue-cap*), el regulador estima el ingreso máximo para la empresa de distribución con base en una eficiente prestación u operación del servicio.

²² Las unidades constructivas (o unidades de costos) hacen referencia a kilómetro de línea, kilómetro de circuito, kilómetro de red, bahías, transformadores, etc. Para la depreciación y remuneración de los activos, cada empresa debe reportar a la CREG sus balances e inventario, precisando los activos que se encuentren en operación (parcial o total) y los costos de servidumbre.

$VMC_{j,m}$: valor a compensar a j por energía no suministrada o por dejar activos no operativos.

IPP : índice de precios al productor, total nacional, del mes base (diciembre de 2008).

Es evidente que la regla de ajuste del costo de la transmisión (al igual que para la distribución) lleva a que la tarifa final de la energía aumente en situaciones de inflación de precios al productor, lo que a su vez se transmite al IPC. Se genera así un canal de transmisión inercial entre la inflación del IPP, los componentes de transmisión y distribución, y finalmente la inflación del IPC.

3. El costo variable de la comercialización (C_v)²³

El costo variable de la comercialización de energía explica actualmente alrededor del 12% del costo total. Su cálculo se hace sobre la base del llamado costo base de comercialización, que corresponde a la remuneración por la lectura, facturación y otros costos propios de esta actividad, el cual varía en función de las ventas o consumo de energía. La metodología para la fijación de dicho costo base es conocida como de punto extremo (*Data Envolvent Analysis*, DEA)²⁴. La CREG toma como referencia el costo de comercialización eficiente estimado con esta técnica y le fija a cada comercializador un margen que le permite cubrir tanto el riesgo de la actividad como el retorno del capital comprometido (margen fijado en 15%).

De manera precisa, los costos variables de comercialización en el mes m (C_{v_m}) están determinados por la siguiente fórmula (legislación vigente):

$$C_{v_m} = c_m^* + \frac{CER_{m-1} + CCD_{m-1}}{V_{m-1}} + CG_m, \quad (5)$$

²³ De acuerdo con el documento REG-148 del 18 de diciembre de 2009, la metodología de la remuneración a la actividad de comercialización para el período 2010-2013 aparecerá como resolución de consulta en el tercer trimestre de 2010.

²⁴ El método de punto extremo se utiliza para evaluar la eficiencia relativa de un grupo de entidades, lo que permite construir una frontera de eficiencia relativa. Con esta metodología, si una empresa está en capacidad de producir Y unidades de producto, dadas X unidades de insumos, otra empresa es eficiente si con los mismos insumos produce las mismas Y .

donde:

$$c_m^* = \frac{c_0^*}{CFM_{t-1}} [1 - \Delta IPSE] \frac{IPC_{m-1}}{IPC_0};$$

además:

c_m^* : costo de comercialización.

CER_{m-1} : costo mensual de las contribuciones a la CREG y a la SSPD.

V_{m-1} : ventas totales a usuarios regulados y no regulados (mes anterior).

CDD_{m-1} : costos por servicios del CND y ASIC.

CG_m : costos por garantías en el mercado mayorista de energía MEM.

c_0^* : costo base de comercialización (\$/factura).

CFM_{t-1} : consumo facturado medio del comercializador en el año anterior.

$\Delta IPSE$: variación acumulada en el índice de productividad del sector eléctrico. Esta variación se asume igual a 1% anual.

IPC_0 : índice de precios al consumidor del mes al que está referenciado el costo base de comercialización c_0^* .

Nótese que, al igual que los costos de transmisión y distribución, los C_v están indexados a la inflación agregada. En este último caso exclusivamente a la inflación del IPC, por lo que crea un nuevo canal de inercial inflacionaria.

4. Las pérdidas reconocidas (PR) y las restricciones (R)

Las pérdidas reconocidas constituyen un componente del CU en la medida que se hacen explícitos los costos por pérdidas imputables a las compras y al transporte de energía a través del STN. De acuerdo con la resolución 82 de 2002 de la CREG, existen dos tipos de pérdidas:

- Pérdidas técnicas: Energía que se pierde en los sistemas de transmisión regional o distribución local durante el transporte o su transformación.

- Pérdidas no técnicas: Energía que se pierde en el mercado de comercialización por motivos diferentes al transporte y a su transformación.

Ahora bien, mediante la resolución 119 de 2007, la CREG estableció la siguiente regla para el cálculo del componente de pérdidas reconocidas, que son estimadas para el mes (m) y acumuladas hasta el nivel de tensión (n):

$$PR_{m,n} = \left(\frac{G_m (A_{m,n} + B_{m-1})}{1 - (A_{m,n} + B_{m-1})} + \frac{T_m A_{m,n}}{1 - A_{m,n}} + \frac{Q}{V_m} \right), \quad (6)$$

donde:

G : componente de generación.

A : pérdidas eficientes reconocidas por la CREG.

B : pérdidas por uso del STN asignado por ASIC.

Q : costo del programa de reducción de pérdidas CREG.

T : componente de transmisión.

V : ventas totales facturadas a usuarios regulados y no regulados.

Por su parte, las restricciones (R) son los costos asociados con las limitaciones para llevar energía de un sitio a otro por parte del sistema de transporte de electricidad. Entre los factores limitantes se encuentran los problemas técnicos en las redes por la geografía y los ataques terroristas a las redes. De acuerdo con la CREG, en el concepto 3366 de 2008 “estas restricciones son básicamente sobre costos en los que se incurre en la operación del sistema, como por ejemplo la necesidad de que en un determinado momento un generador más costoso genere debido a requerimientos para una operación segura con el STN, o que la energía producida por los generadores más baratos no se pueda transportar a un determinado lugar”.

Mediante la resolución 119 de 1997, la CREG fijó la regla de cálculo de las restricciones a través de la siguiente fórmula²⁵:

²⁵ En esta resolución, los costos de R formaban parte del componente “otros” en la fórmula del CU.

$$R = \frac{CR_{ASIC}}{V_{m-1}},$$

donde:

CR_{ASIC} : costo total de las restricciones asignadas por ASIC.

V : valor de las ventas del comercializador minorista en el mes anterior.

B. Ajustes del CU

Conviene precisar que para el período 1998-2007 el CU se ajustaba automáticamente cada vez que el IPP, incluido en los componentes de generación y los llamados “otros costos”, o el IPC, incluido en el costo de comercialización, acumularan una variación de por lo menos el 3% (resolución CREG 31 de 1997). La variación del IPP luego se incluyó en el ajuste de los costos de la transmisión y la distribución, tal como se describió en la sección anterior.

Sin embargo, para el período tarifario 2008-2012, la CREG definió un nuevo índice de precios para ajustar el costo unitario de la energía, denominado $I(w)$ (resolución 119 de 2007). De acuerdo con esta formulación, w corresponde a los diferentes componentes del costo unitario, es decir, $w = G, T, D, C_v, PR$ y R , de manera que cuando la variación de dicho índice sobrepasa el 3%, automáticamente se ajusta el CU en el porcentaje equivalente. Por consiguiente:

$$I_m(w) = \left[\frac{w_m}{w_0} \right] * 100, \text{ por lo que } \Delta I_m(w) = \left[\frac{I_m(w)}{I_{m-p}(w)} - 1 \right] * 100, \quad (7)$$

m : período para el cual se aplica la evaluación de la variación del índice.

$m - p$: período en el que se actualizó por última vez la fórmula tarifaria.

w : es el componente del costo unitario (G, T, D, C, PR, R).

w_m : costo (pesos por unidades de consumo o factura) del componente w , en el mes m .

w_0 : costo (pesos por unidades de consumo o factura) del componente w en el mes base (enero de 2008).

Es claro que si $\Delta I_m(w) \geq 3\%$, para alguno de los componentes de w , el CU se actualiza en tal proporción.

C. Los subsidios y las contribuciones

Como se mencionó al comienzo de esta sección, las tarifas que se cobran a los usuarios regulados se fijan de manera estratificada con base en el costo unitario²⁶. A los estratos 1, 2 y 3 se les descuenta del CU un subsidio, mientras que a los estratos 5 y 6 se les cobra una contribución adicional.

De acuerdo con la legislación vigente, las contribuciones se aplican a todo el consumo de los estratos residenciales 5 y 6 y a los no residenciales. El aporte por este concepto es equivalente al 20% del CU y se destina a subsidiar el consumo de energía de los hogares con menores ingresos. Por su parte, los subsidios son aplicados al consumo básico de subsistencia, fijado en 173 kWh-mes, para las poblaciones situadas por debajo de 1.000 metros sobre el nivel del mar y 130 kWh-mes, para las poblaciones situadas por encima de los 1.000 metros²⁷. Los usuarios de los estratos 1, 2 y 3 reciben subsidios equivalentes al 60%, 40% y 15%, del costo unitario de la prestación del servicio, respectivamente.

Para el ajuste mensual de los subsidios se tiene en cuenta alternativamente la menor variación entre el costo unitario y el IPC, con la siguiente regla: si la menor variación corresponde a la del IPC, los subsidios se incrementarán en esa proporción; no obstante, si la menor variación corresponde al costo unitario, se mantiene el valor de subsidios del mes anterior. Desde el punto de vista de la financiación, los subsidios son cubiertos con el recaudo de las contribuciones y el faltante es cubierto con los recursos del Presupuesto General de la Nación.

²⁶ Los cobros de las tarifas en forma estratificada tienen su origen en los años ochenta (decr. 2545 de 1984) y los criterios para la fijación del monto de los subsidios y contribuciones se han venido ajustando en la legislación del sector.

²⁷ El consumo de subsistencia es aquel que satisface las necesidades básicas de los usuarios de menores ingresos. Para los servicios públicos domiciliarios de energía eléctrica y gas combustible, el consumo de subsistencia será fijado de acuerdo con la ley por el Ministerio de Minas y Energía (decr. 487 de 2001).

Ahora bien, el Estado cuenta con el Fondo de Solidaridad para Subsidios y Redistribuciones de Ingresos (FSSRI), para manejar de manera separada los recursos por contribuciones y subsidios de las tarifas eléctricas y el gas combustible distribuido a través de la red física²⁸. Cabe aclarar que el FSSRI es un fondo-cuenta especial para el manejo de los recursos excedentes de la contribución, es decir, aquellos que quedan remanentes una vez se aplica el pago de la totalidad de los subsidios requeridos en las respectivas zonas territoriales.

IV. LAS TARIFAS ELÉCTRICAS Y LA INFLACIÓN

A. *Las tarifas eléctricas, los precios de los bienes regulados y el IPC*

Las tarifas de energía eléctrica han ganado participación en los últimos años, tanto en el grupo de los diez ítems que conforman los precios regulados por el Estado como en la canasta total del IPC. El mayor peso del servicio de energía lleva a que se le preste mayor atención a la formación de las tarifas y a sus determinantes, para darle un seguimiento más cercano a la llamada inflación de los regulados.

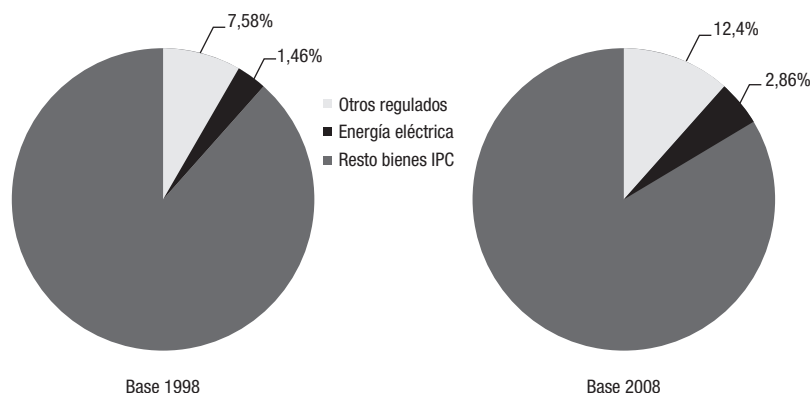
En la canasta base de 1998, la ponderación que se le asignaba a los precios de los bienes regulados era de 9,04% y las tarifas eléctricas pesaban 1,46%. En la canasta de 2008, la ponderación de los precios regulados aumentó a 15,26%, al tiempo que la importancia de las tarifas eléctricas se incrementó a 2,86% (Gráfico 8). Otros bienes con precios regulados por el Estado colombiano de importancia en la canasta del IPC son los combustibles (con ponderación de 2,91%), los servicios de acueducto, aseo y alcantarillado (2,55%), el gas (0,9%) y los servicios del transporte.

En el panel A del Gráfico 9 se muestra que la inflación de los bienes regulados presenta una tendencia decreciente durante los últimos diez años, aunque es evidente que registró grandes fluctuaciones y se ubicó por encima de la inflación del IPC. Nótese que la media de la inflación de regulados descendió de 14% a 6,6% entre comienzos y finales de la década. A mediados de 2000, la inflación de regulados alcanzó niveles del 20%, al tiempo que la inflación total se situó en la mitad

²⁸ El FSSRI fue creado mediante las leyes 142 de 1994 y 286 de 1996. A este fondo lo rigen los decretos 847 de 2001 y 201 de 2004, en los cuales se establecen los procedimientos de liquidación, cobro, recaudo y manejo de los subsidios y de las contribuciones del servicio de energía eléctrica.

(10%). Una situación muy parecida se registró a finales de 2003 (14,1% *versus* 7%). Sin embargo, desde el primer trimestre de 2006, el nivel y la dinámica de estos dos indicadores son similares y solo a finales de 2009 la inflación de los bienes regulados se situó por debajo de la inflación total (1,6% *versus* 2%, respectivamente).

GRÁFICO 8. PONDERACIÓN DE LAS TARIFAS ELÉCTRICAS EN EL IPC

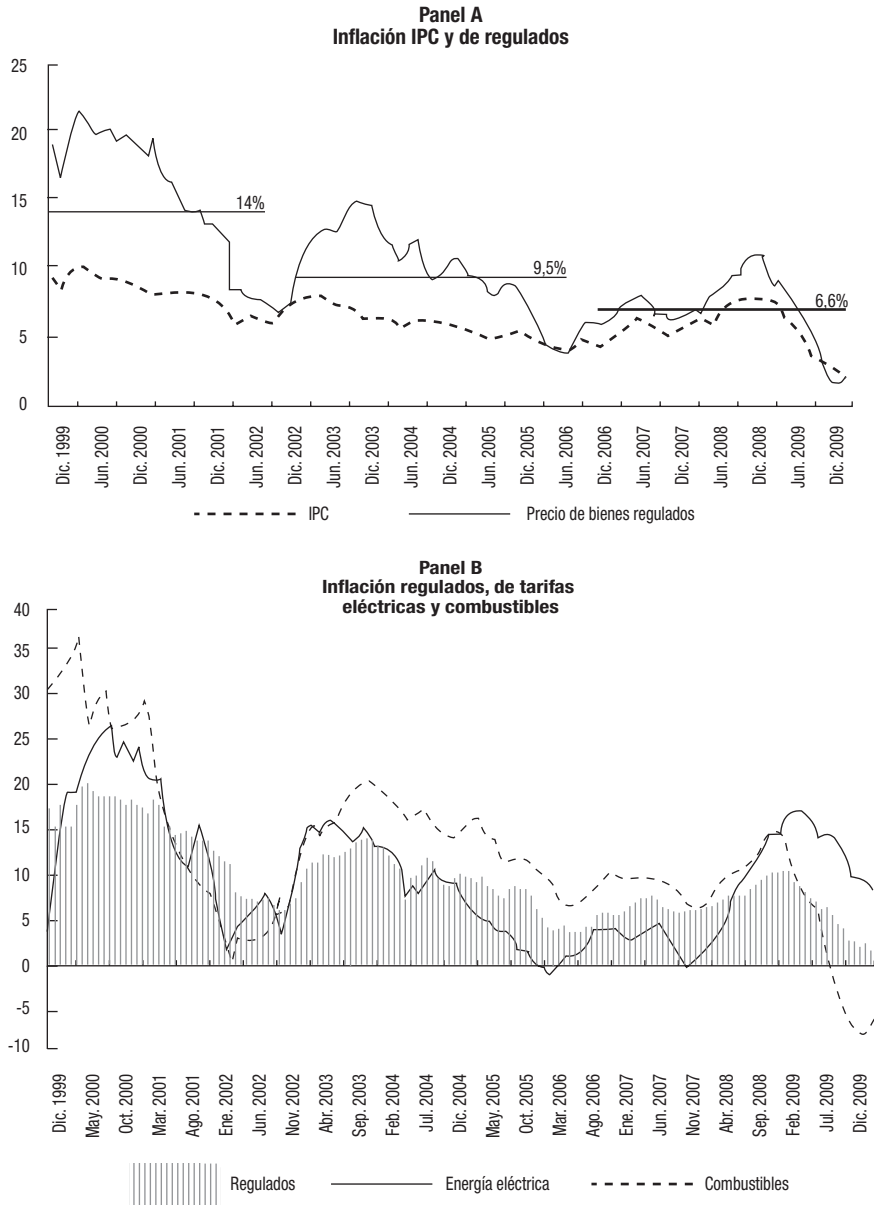


Fuente: cálculos de los autores con base en información del DANE.

La evolución de las tarifas eléctricas y del precio de los combustibles marcó la dinámica de la inflación de los bienes regulados durante el período. En el panel B del Gráfico 9 se muestra que la fuerte caída de la inflación de regulados que se presentó entre 2001 y 2002 estuvo determinada por el descenso del precio de los combustibles, asociada con la evolución del precio internacional del petróleo²⁹, y por la caída de las tarifas eléctricas. Posteriormente se registran dos grandes ciclos de subida y descenso de la inflación de los bienes regulados, definidos nuevamente por los combustibles y las tarifas eléctricas. El pico alto del primer ciclo se registró en septiembre de 2003, cuando la inflación de regulados ascendió a 14% (y la de los combustibles a 20%). El segundo ciclo de subida de precios encontró su pico en noviembre de 2008, cuando la inflación de regulados ascendió a 10,4%. Este último ascenso de la inflación de regulados estuvo determinado tanto por las tarifas eléctricas (que aumentaron 15%), debido a los mayores costos de generación que enfrentó el sector por el fenómeno de El Niño, como por los precios de los combustibles, que no se redujeron al mismo ritmo de la caída de los precios internacionales del petróleo.

²⁹ La cotización mensual promedio del WTI se redujo de \$ 33,9 a \$ 19,7 dólares por barril, entre septiembre de 2000 y noviembre de 2001.

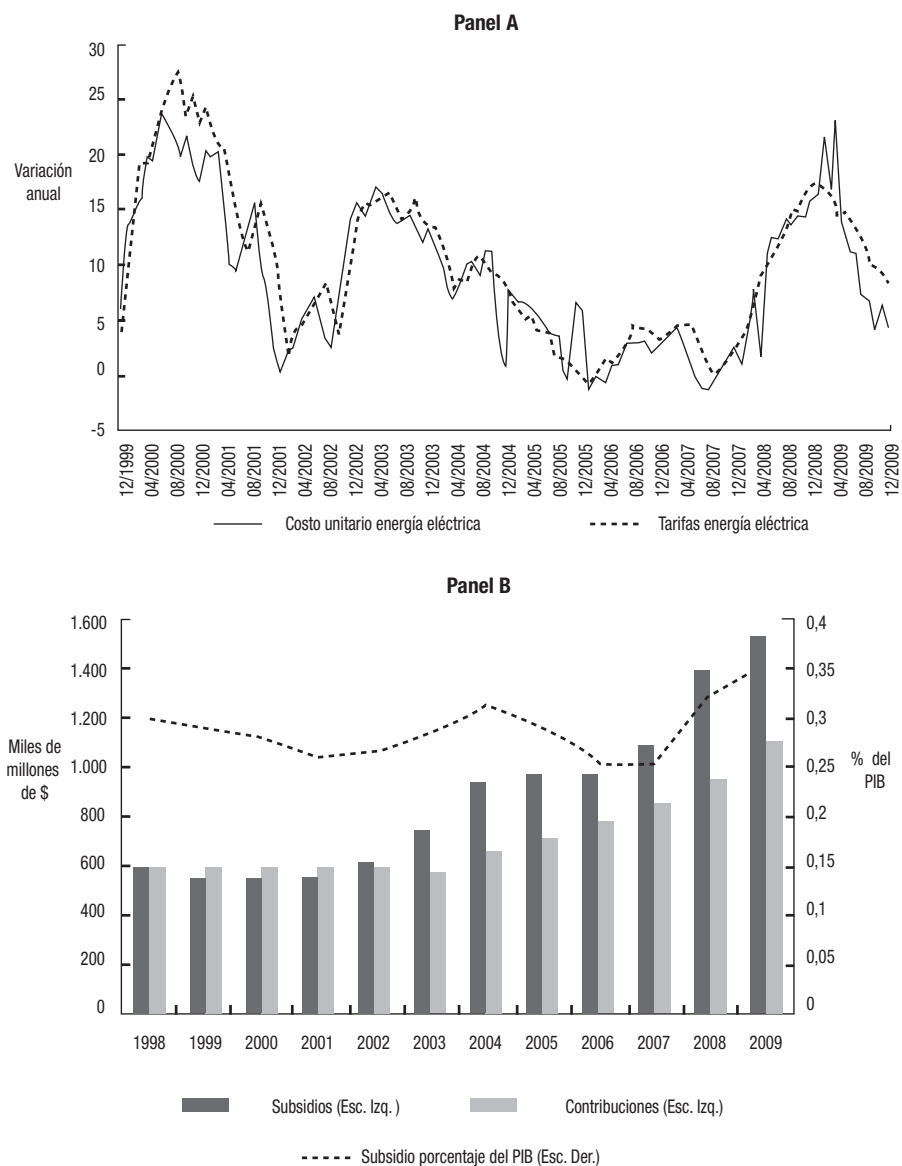
**GRÁFICO 9. INFLACIÓN DEL IPC Y DE ALGUNOS BIENES REGULADOS
(TASAS ANUALIZADAS)**



Fuente: cálculo de los autores con base en información del DANE.

Ahora bien, como se analizó en la Sección III, el CU es el principal determinante de las tarifas, por lo que existe una relación cercana entre estas dos variables, tal como se muestra en el panel A del Gráfico 10.

GRÁFICO 10. TARIFAS, COSTO UNITARIO Y SUBSIDIOS ELÉCTRICOS (1999-2009)



Fuente: cálculo de los autores con base en información del DANE y la SSPD.

La información de las tarifas se extrae de la canasta del IPC del DANE, en tanto que el costo unitario se obtiene utilizando la información de la SSPD. Vale la pena precisar que cada empresa comercializadora le reporta a la superintendencia su costo unitario de la prestación del servicio, desglosado por componentes (generación, transmisión, etc.). El CU de las comercializadoras reportado a la superintendencia se pondera por el consumo provisto por cada empresa, para hallar el CU del sistema³⁰.

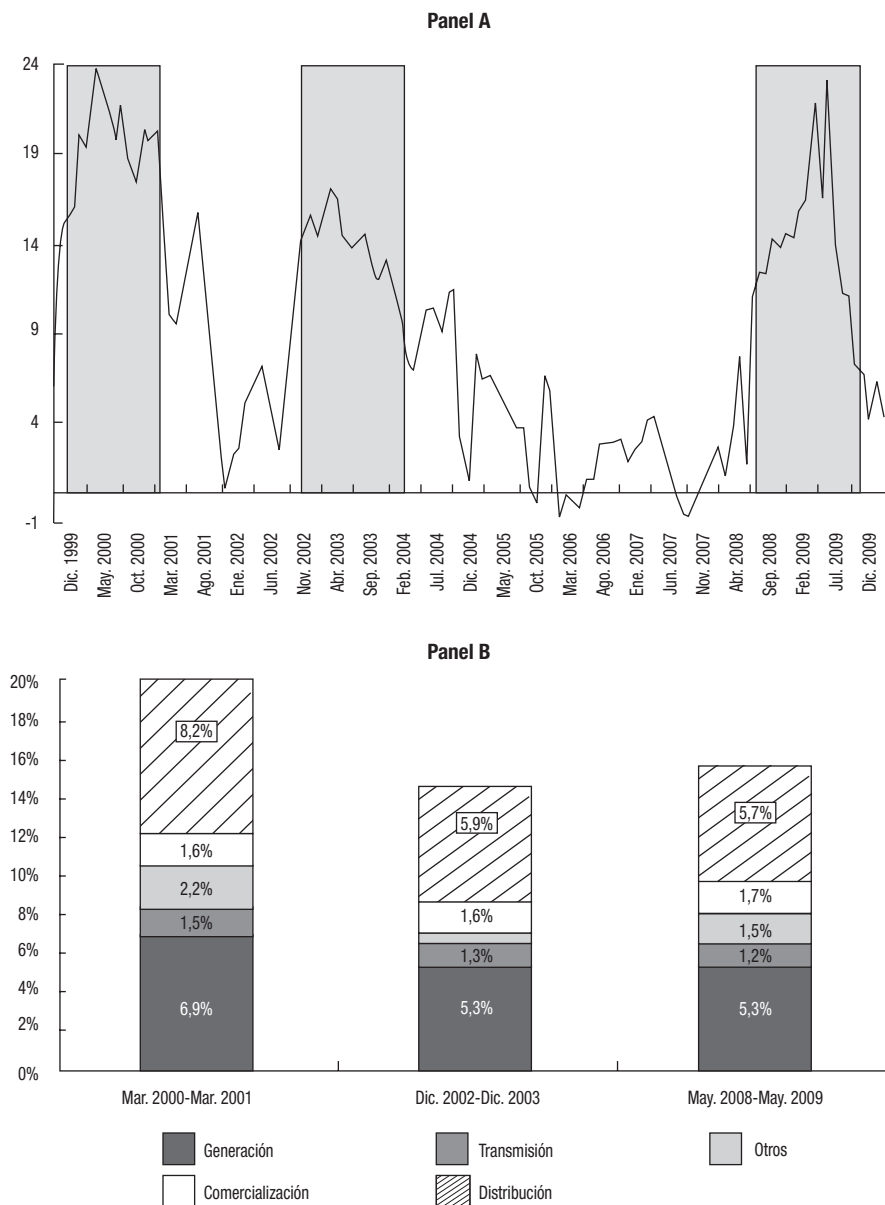
La diferencia entre las tarifas y el costo unitario de la energía eléctrica se explica por los subsidios y las contribuciones que reciben y pagan los usuarios, respectivamente. En el neto, los subsidios exceden las contribuciones y esa diferencia, como se anotó previamente, es asumida por el Estado con los recursos del Presupuesto General de la Nación. En el panel B del Gráfico 10 se muestra que los subsidios netos han oscilado entre 0,25% y 0,35% del PIB en la última década. Nótese que dichos subsidios registraron un incremento importante entre 2007 y 2009, debido a que con la ley del plan de la administración Uribe se ampliaron los criterios para su asignación, con el consiguiente incremento en el costo fiscal³¹.

El panel A del Gráfico 11 muestra que el CU ha registrado tres grandes aumentos durante la última década, lo que ha conducido a un comportamiento similar en las tarifas. Tales aumentos se registraron de marzo a marzo entre el 2000 y el 2001, de diciembre a diciembre entre 2002 y 2003 y, finalmente, de mayo a mayo entre el 2008 y el 2009. Como se muestra en el panel B del Gráfico 11, el aumento del CU en esos subperíodos se explica fundamentalmente por los mayores costos de distribución y generación y, de manera marginal, por la comercialización y transmisión.

³⁰ Las empresas que reportaron la información durante los diez años fueron EPM y Codensa, que participan con más del 75% del consumo, al igual que la Compañía de Electricidad del Tuluá, la Empresa de Energía del Pacífico, las Centrales Eléctricas de Nariño y las Empresas Municipales de Cartago.

³¹ Con la ley del plan (ley 1117 de 2006) se incrementaron los topes subsidiados del costo unitario para los estratos 1 y 2. Adicionalmente se incluyeron nuevos beneficiarios de esta ayuda del Estado (barrios especiales —los llamados subnormales—, las áreas rurales pobres y las zonas de difícil gestión, entre otros).

GRÁFICO 11. VARIACIÓN DEL CU DE LA ENERGÍA ELÉCTRICA POR COMPONENTES
(PROMEDIO DE PERÍODOS SELECCIONADOS)



Fuente: cálculos de los autores con base en información de la SSPD.

En particular, el último ascenso del CU está asociado con dos hechos. Por una parte, por el período de ajuste aprobado por la CREG de los costos de comercialización y distribución de la integración entre EPM-EADE-Yamural, a cargo de la primera (véanse documento CREG 56 de 2007 y resolución CREG 78 de 2007). Por otra, por un alza en el precio promedio de los contratos y de bolsa.

B. Rigideces y asimetrías de las tarifas y del costo unitario de la energía eléctrica

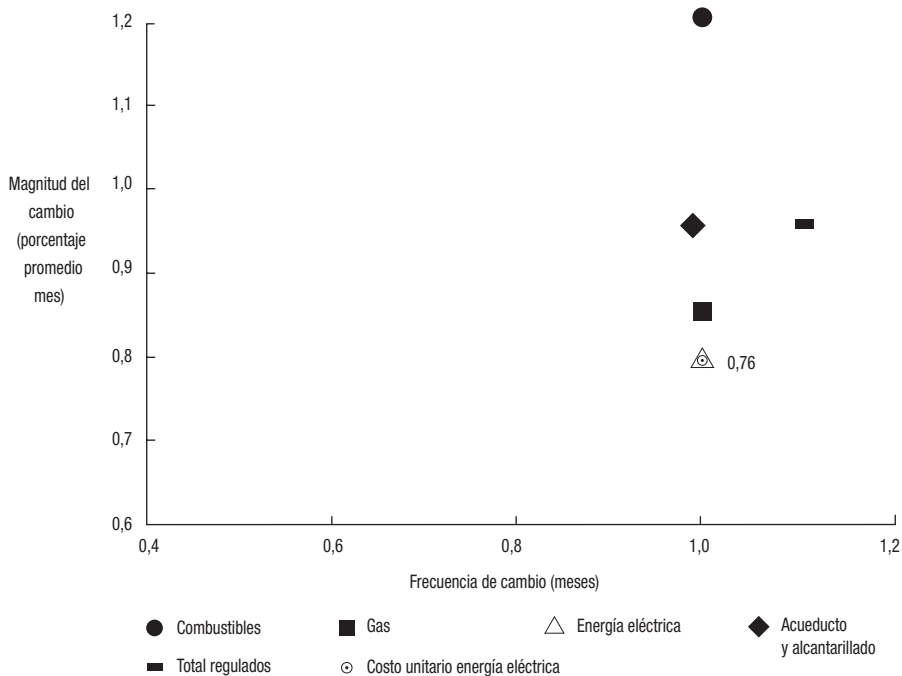
Para evaluar la existencia de rigideces en las tarifas de la energía eléctrica, se estima la frecuencia y la magnitud de los cambios registrados en este precio durante los últimos diez años, usando la información mensual del IPC. El ejercicio también se aplica al CU que se halla con la información de la SSPD. Las rigideces de las tarifas eléctricas se comparan con las registradas en los precios de los otros bienes regulados. Esta técnica de medición de las rigideces de precios ha sido usada ampliamente tanto a nivel nacional como internacional (Jaramillo y Cerquera, 1999; López, 2008; Lünemann y Mathä, 2005).

En el Gráfico 12, la frecuencia mensual se mide en el eje horizontal y nos indica que entre diciembre de 1999 y diciembre de 2009 los principales bienes que conforman la canasta de regulados (combustibles, gas, energía eléctrica y acueducto y alcantarillado) registraron cambios en sus precios cada mes. Los precios de la canasta agregada de los regulados registran una mayor frecuencia (1,1 veces por mes), presumiblemente porque no se considera explícitamente el transporte público, el cual no presenta cambios en sus tarifas de manera tan frecuente.

La magnitud del cambio mensual en los precios regulados se muestra en el eje vertical y para el grupo es de 0,9%. Por bienes, los combustibles son los que registran un mayor aumento promedio (1,1%), mientras que las tarifas eléctricas son las que registran un menor cambio (0,76%). Nótese que la magnitud del cambio promedio de las tarifas eléctricas es casi idéntico a la magnitud del cambio de su CU.

Una vez analizada la frecuencia y magnitud del cambio del CU y de los precios de los regulados, resta preguntarse por la dirección de estos cambios, con el fin de evaluar la existencia de posibles asimetrías. El ejercicio consiste en hacer el conteo de los aumentos y las disminuciones mensuales de cada uno de los índices y del costo unitario y calcular el tamaño promedio de dichos cambios.

GRÁFICO 12. RIGIDEZES DE LOS PRECIOS REGULADOS: 1999-2009
(FRECUENCIAS Y MAGNITUD DE LOS CAMBIOS)



Fuente: cálculos de los autores con base en información del DANE y la SSPD.

El Gráfico 13 presenta las frecuencias de cambios hacia arriba y hacia abajo del ítem correspondiente durante los diez años de referencia (eje horizontal), y se observan asimetrías en favor de los aumentos. En el caso específico de la energía eléctrica (EE), del total de cambios, el 73,9% fueron aumentos y el 26,2% disminuciones. Al hacer el mismo ejercicio para el CU, el Gráfico 15 muestra que del total de cambios, el 68,9% fueron aumentos y el 31% disminuciones; es decir, se concluye que el CU presenta menor grado de asimetría.

Las asimetrías también pueden ser analizadas en función de la magnitud de los aumentos y disminuciones de los índices. El Gráfico 14 presenta en el eje horizontal la magnitud promedio mensual de los aumentos y las disminuciones de los índices analizados. Nótese que, a excepción del acueducto y alcantarillado (AA), la magnitud promedio mensual del aumento de los demás regulados es mayor a la de la disminución. Para la energía eléctrica en particular, el aumento en la tarifa fue en promedio de 1,29%, mientras que las disminuciones fueron en promedio de

0,71%. De la misma manera, para el costo unitario, el Gráfico 16 muestra que el aumento promedio mensual fue de 1,24%, mientras que el tamaño de la disminución promedio mensual correspondió a 0,49%.

Al analizar la magnitud y la frecuencia de los cambios en los índices de precios regulados, se concluye que estos no son rígidos. Una posible explicación puede encontrarse en el componente de mercado de la tarifa, el cual cambia con el comportamiento de la oferta y la demanda de energía. Dado que en el sector eléctrico la oferta de energía eléctrica está sujeta a fenómenos naturales como el clima y la geografía, entre otros, su oferta y demanda son variables. La poca rigidez en las tarifas de energía eléctrica también se explica porque el CU está indexado al IPC y al IPP, y porque las fórmulas de ajuste fijadas por el regulador tienen una frecuencia mensual.

GRÁFICO 13. AUMENTOS Y DISMINUCIONES DE LOS PRECIOS DE LOS REGULADOS (FRECUENCIAS)*

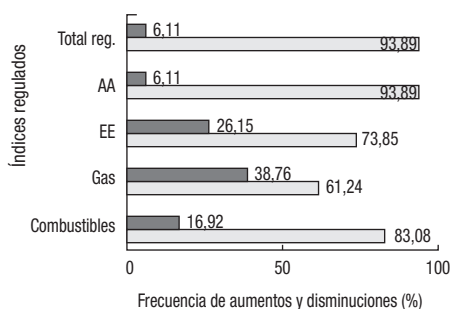


GRÁFICO 14. TAMAÑO PROMEDIO DE LOS AUMENTOS Y DISMINUCIONES DE LOS PRECIOS DE LOS REGULADOS (MAGNITUD PROMEDIO MENSUAL)*

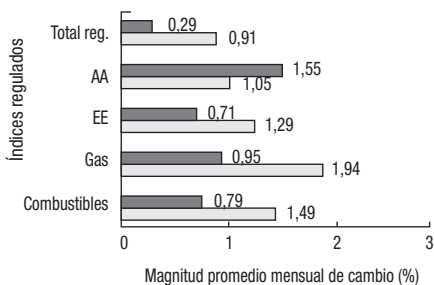


GRÁFICO 15. AUMENTOS Y DISMINUCIONES DEL COSTO UNITARIO (FRECUENCIAS)*

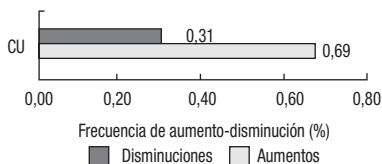
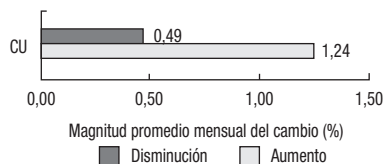


GRÁFICO 16. TAMAÑO PROMEDIO DE LOS AUMENTOS Y DISMINUCIONES DEL COSTO UNITARIO (MAGNITUD PROMEDIO MENSUAL)*



* Cálculos con base en información mensual de 1999:01 a 2009:12.

EE: Energía eléctrica, AA: Acueducto y alcantarillado.

Fuente: cálculos de los autores con base en información del DANE y la SSPD.

C. Impacto inflacionario de un choque al precio de las tarifas eléctricas

En este apartado se estima el impacto sobre la inflación del IPC de un choque de 10% a las tarifas eléctricas. La estimación se realiza haciendo uso de la matriz insumo-producto (MIP) y sigue la técnica descrita en Rincón (2009), en donde se estimó el efecto inflacionario de un choque a los precios de los combustibles.

El choque de las tarifas sobre la inflación se descompone en un efecto directo y unos efectos indirectos. El efecto directo está determinado por la participación porcentual de las tarifas en el IPC (de 2,86%) multiplicada por el tamaño del choque (de 10%). Para conocer los efectos indirectos se requiere conocer la participación de la demanda de energía regulada dentro del total de la demanda de energía del país, ya que dicha demanda es la que afecta el IPC.

Puesto que la demanda regulada de energía no se conoce directamente en el IPC, se acude a la desagregación de los componentes de la demanda del PIB. De acuerdo con las estadísticas del DANE, el componente regulado participa con el 67% de la demanda total de energía y el resto corresponde al no regulado (comercio, industria, etc.). Para la estimación del efecto indirecto se tienen en cuenta la participación del componente regulado (67%), el tamaño del choque (10%) y los coeficientes de Leontief que resultan del consumo intermedio de energía que hacen todos los sectores de la economía³². Finalmente, el efecto inflacionario total del choque a las tarifas se obtiene simplemente como la suma de los efectos directo e indirecto.

El Cuadro 5 muestra que el choque del 10% a las tarifas de energía implica una inflación adicional del IPC de 0,78 puntos porcentuales, 0,29 puntos provenientes del efecto directo y 0,49 puntos del efecto indirecto³³.

³² Los pasos seguidos en Rincón (2009) para la construcción del ejercicio fueron: 1) selección de la matriz de utilización por ramas de actividad económica de las cuentas nacionales del DANE para el 2007, 2) construcción de la matriz de coeficientes técnicos, 3) construcción de la correlativa entre la clasificación de las cuentas nacionales y del IPC, 4) solución matricial de la ecuación de Leontief, 5) identificación y cálculo del impacto inflacionario del choque al precio del bien en estudio. En la referencia también se enumeran las razones por las cuales la metodología utilizada podría sobreestimar los impactos de los choques.

³³ El impacto total es un poco menor al estimado por Rincón (2009) para un choque al precio de los combustibles. En este caso, un choque del 10% a los precios de las gasolinas y del ACPM tienen un impacto inflacionario de 0,85 puntos porcentuales.

**CUADRO 5. EFECTO INFLACIONARIO DE UN CHOQUE DEL 10% A LAS TARIFAS ELÉCTRICAS
(PUNTOS PORCENTUALES)**

Efecto directo	Efecto indirecto ^a	Total
0,29	0,49	0,78

^a Descuenta la participación de la demanda de energía no regulada (por ejemplo, del comercio y la industria), ya que no forman parte del IPC.
Fuente: cálculos de los autores con base en la matriz insumo-producto para 2007 estimada por Édgar Caicedo, profesional del Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República.

V. CONCLUSIONES

En este documento se describió el mercado de la energía eléctrica en Colombia y el proceso de formación de las tarifas. También se caracterizó su comportamiento y se analizó la dinámica de la tarifa en relación con los precios regulados y con la inflación del IPC. Finalmente, se cuantificó el impacto inflacionario de un choque a la tarifa, con el fin de que sirva de marco de referencia para los pronósticos de inflación y la toma de decisiones de política.

Por mandato legal, las tarifas de la energía eléctrica son reguladas. Las actividades que participan en la prestación del servicio enfrentan distintas estructuras de mercado, que van desde el monopolio natural (transporte) hasta la competencia (comercialización). Durante los últimos años se ha registrado un importante grado de integración vertical entre los negocios, que ha llevado a un aumento de la concentración.

La tarifa eléctrica tiene como base de cálculo el costo unitario de la provisión del servicio y en su determinación se tiene en cuenta si el consumo es residencial o industrial. El consumo residencial se cobra de manera estratificada, de modo que a los estratos 1, 2 y 3 se les descuenta un subsidio al costo unitario, al estrato 4 se le cobra justamente dicho costo, mientras que a los estratos 5 y 6, junto a los usuarios industriales regulados, se les adiciona una contribución (sobretasa), que equivale al 20% del costo unitario de la prestación del servicio. Los usuarios de los estratos 1, 2 y 3 reciben así subsidios equivalentes al 60%, 40% y 15% del costo unitario de la prestación del servicio, respectivamente. Desde el punto de vista de la financiación, los subsidios son cubiertos con las contribuciones y el faltante con recursos del Presupuesto General de la Nación (los subsidios netos han oscilado entre 0,25% y 0,35% del PIB en la última década).

Hasta el 2008 el costo unitario de la energía se ajustaba automáticamente cada vez que el IPP, en el caso de los componentes de generación, transmisión, distribución y los “otros costos”, o el IPC, en el caso de la comercialización, acumularan una variación de por lo menos el 3%. Para el período tarifario 2008-2012, la CREG definió un nuevo índice de precios basado en los componentes del costo unitario, de tal manera que cuando la variación de alguno de ellos sobrepase el 3%, automáticamente se ajusta el costo unitario en el porcentaje equivalente.

Al evaluar la rigidez del precio de la energía, se encuentra que, durante la última década, los principales bienes que conforman la canasta de regulados (combustibles, gas, energía eléctrica y acueducto y alcantarillado) registraron cambios en sus precios cada mes. La magnitud del cambio mensual en estos precios fue de 0,9%. Por bienes, los combustibles son los que registran un mayor aumento promedio (1,1%), mientras que las tarifas eléctricas presentan el menor aumento (0,76%).

En cuanto a la dirección de los cambios de los precios regulados, los ejercicios indican la presencia de asimetrías que favorecen los aumentos. En el caso de la energía, el 73,9% fueron aumentos y el 26,2% disminuciones. Respecto a la magnitud de sus cambios, se encuentra que en promedio la energía aumenta mensualmente 0,76% y los combustibles 1,1%. Finalmente, haciendo uso de la matriz insumo-producto construida para 2007, se estimó que un choque del 10% al precio de la energía aumenta la inflación anual del IPC en 0,78%.

REFERENCIAS

- Arias, E., & Cadavid, V. (2004). La regulación económica de la distribución de la energía eléctrica en Colombia. *Ecos de Economía*, 14.
- CAPT. *Acta N° 33*. Disponible en <http://www.upme.gov.co/CAPT/Actas/acta33.pdf>.
- CREG (2007). Mercado organizado para el suministro de energía eléctrica al usuario regulado, MOR. En la 5ª edición del *Curso ARIAE de Regulación Energética*, Cartagena de Indias, 19 al 23 de noviembre de 2007.
- CREG (2008). *Mercado organizado para el suministro de energía eléctrica al usuario regulado, MOR*. Documento 077, 28 de octubre.
- CREG (2009a). *El mercado eléctrico colombiano*. Bogotá, 7 de abril.
- CREG (2009b). *Informe de rendición de cuentas al mercado mayorista*. Bogotá, julio.
- CREG (2009c). *Mercado organizado regulado MOR*. 17 de abril.

- CREG (2009d). *Metodología para la remuneración de la actividad de transmisión de energía eléctrica*. Febrero.
- CREG (2009e). *Revisión del límite de usuario no regulado de energía eléctrica* (Documento CREG-138, 15 de diciembre).
- Espinoza, M. (2009). *Una aproximación al problema de optimalidad y eficiencia en el sector eléctrico colombiano* (Documentos CEDE N° 7). Universidad de los Andes, Facultad de Economía.
- Jaramillo, C., & Cerquera, D. (1999). *Price behavior in an inflationary environment: Evidence from supermarket data* (Borradores de Economía N° 138). Banco de la República.
- López, E. (2008). *Algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de los precios regulados en Colombia* (Borradores de Economía N° 527). Banco de la República.
- Lünnemann, P., & Mathä, T. (2005). *Regulated and services' prices and inflation persistence* (Working Papers Series N° 466). ECB.
- Rincón, H. (2009). *Precios de los combustibles e inflación* (Borradores de Economía N° 581). Banco de la República.
- SSPD (2007). *Informe sectorial de costos de energía eléctrica, 1998-2006*. Enero.
- UPME (2004). *Una visión del mercado eléctrico colombiano*. Julio.
- UPME (2008). *Boletín estadístico de minas y energía, 2003-2008*.
- XM (2006). *Informe de administración y operación del mercado*.
- XM (2008). *Informe de administración y operación del mercado*.

Páginas electrónicas

CREG: www.creg.gov.co

SSPD: www.superservicios.gov.co

UPME: www.upme.gov.co

*Formación de precios
y salarios en Colombia*

se terminó de imprimir y encuadernar
en diciembre de 2011. Bogotá, D. C., Colombia.

Se compuso en la fuente
Times New Roman de cuerpo 10,5 puntos.